

Sosiodemografiset mekanismit Suomessa 1987–2017

*Tutkimus kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten tekijöiden
välisistä suhteista*

Henri Juhani Mikkola

Helsingin yliopisto
Valtiotieteellinen tiedekunta
Talous- ja sosiaalihistoria
Pro gradu -tutkielma
Lokakuu 2019



HELSINGIN YLIOPISTO
HELSINGFORS UNIVERSITET
UNIVERSITY OF HELSINKI

Tiedekunta/Osasto – Fakultet/Sektion – Faculty		Laitos – Institution – Department	
Valtiotieteellinen tiedekunta		Talous- ja sosiaalhistoria	
Tekijä □– Författare – Author			
Henri Juhani Mikkola			
Työn nimi – Arbetets titel – Title			
Sosiodemografiset mekanismit Suomessa 1987–2017			
Tutkimus kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten tekijöiden välisistä suhteista			
Oppiaine – Läroämne – Subject			
Talous- ja sosiaalhistoria			
Työn laji – Arbetets art – Level	Aika – Datum – Month and year	Sivumäärä – Sidoantal – Number of pages	
Pro gradu	Lokakuu 2019	86	
Tiivistelmä – Referat – Abstract			
<p>Vuodesta 2010 alkaen syntyvyys on laskenut Suomessa yhdeksän vuotta peräjälkeen. Väestön heikko uusiutuminen on nostanut julkisuudessa esiin huolia hyvinvointivaltion ylläpidosta ja tulevien eläkkeiden maksukyvyistä. Tutkielmassa selvitetään, miten sosioekonomisten tekijöiden muutokset Suomessa vaikuttavat kuntakohtaiseen kokonaishedelmällisyyteen. Työttömyyden, koulutusasteen, opiskelijoiden suhteellisen osuuden, muuttoliikkeiden, sekularisaation ja tulotason vaikutusta kokonaishedelmällisyytlukemiin tarkastellaan erilaisin tilastollisin menetelmin. Tuloksia verrataan aiempaan hedelmällisyystutkimukseen ja esitetään alueellisia erityispiirteitä hedelmällisyyskäyttämisen saralta.</p> <p>Aineisto koostuu Tilastokeskuksen laatimista väestötilastoista, joiden avulla kunnittaiset kokonaishedelmällisyystilastot on laskettu vuosille 1987–2017. Kuntakohtaisia kokonaishedelmällisyytlukuja verrataan Tilastokeskuksen laatimiin sosioekonomisiin muuttujiin ja havaintoja vertaillaan toisiinsa. Hyödynnettävä tutkimusmenetelmä on kiinteiden vaikutusten malli paneeliaineistolla, jossa kuntia vertaillaan sekä väestöpainotuksella että ilman. Lisäksi hedelmällisyystilastoja tarkastellaan maantieteellisesti painotetun regression avulla, jolloin alueelliset painopisteet ja maantieteelliset erot tulevat näkyviin.</p> <p>Kiinteiden vaikutusten mallista ilmenee, että työttömyyden, opiskelijoiden osuuden, sekularisaation ja tuloluokista varakkaimman kymmenyksen suhteellisen väestömäärän kasvu kunnissa vaikuttaa negatiivisesti kokonaishedelmällisyyteen. Toisen asteen ja korkea-asteisen koulutuksen yleistymisen sekä kunnan muuttovoitto nostavat kunnittaisia kokonaishedelmällisyytlukemia. Maantieteellisesti painotettujen regressiotulosten perusteella Suomesta löytyy varsin erilaisia hedelmällisyyskäyttämisen alueita. Käytetyt sosioekonomiset muuttujat ennustavat toteutunutta kunnittaista kokonaishedelmällisyyttä hyvin Pohjanmaan, Keski-Suomen ja Kainuun alueilla. Etelä-Suomessa sosioekonomiset muuttujat ennustavat toteutunutta kokonaishedelmällisyyttä heikosti. Poikkeuksena tästä on opiskelijoiden suhteellinen osuus, joka kasvaessaan ennustaa tarkastelun kohteena olevan kunnan heikentyvää kokonaishedelmällisyyttä merkittävästi etenkin Etelä-Suomen alueella. Kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten tekijöiden välisiä mekanismeja vertaillaessa yhteiskunnan rakenteelliset erot eri alueiden välillä nousevat esiin.</p>			
Avainsanat – Nyckelord – Keywords			
Kokonaishedelmällisyys			
Syntyvyys			
Väestö			
Demografinen transito			
Sosioekonominen asema			
Kiinteiden vaikutusten malli			
Maantieteellisesti painotettu regressio			
GIS			

SISÄLLYS

1 JOHDANTO	4
2 TUTKIMUKSEN TAUSTA JA TUTKIMUSKYSYMYKSET	6
2.1 Ensimmäinen ja toinen väestötransitio	8
2.2 Universalismista pohjoismaiseen hyvinvointimalliin	11
2.3 Teoreettinen viitekehys	14
2.4 Tutkimuskysymykset	16
3 AINEISTO	18
4 MENETELMÄT	23
4.1 Kiinteiden vaikutusten malli	24
4.2 Maantieteellisesti painotettu regressio (GWR)	25
5 SUOMEN SIOITTUMINEN KANSAINVÄLISESSÄ DEMOGRAFIAKEHITYKSEN KENTÄSSÄ	27
6 SUOMEN KOKONAISHEDELMÄLLISYYTEEN VAIKUTTAVAT TEKIJÄT	39
6.1 Sosioekonomisten tekijöiden ja kokonaishedelmällisyyden väliset suhteet	42
6.2 Regressiotulokset paneeliaineistolla	45
7 ALUEELLISET ERITYISPIIRTEET	58
7.1 Kokonaishedelmällisyyden mallintaminen kuntatasolla	60
8 JOHTOPÄÄTÖKSET	64
9 LÄHTEET	72
10 LIITTEET	81

LUETTELO KUVIOISTA JA TAULUKOISTA

Kuvio 1: Ensimmäisen ja toisen väestötransition teoreettinen mallinnus	10
Kuvio 2: Suomessa vuosittain syntyneet lapset äidin iän mukaan	12
Kuvio 3: Suomen kokonaishedelmällisyys 1958–2018	14
Kuvio 4: Maailman kokonaishedelmällisyys 1987–2017	28
Kuvio 5: Kokonaishedelmällisyys Euroopassa 1987–2017	29
Kuvio 6: Kokonaishedelmällisyys Pohjois-Euroopassa 1987–2017	32
Kuvio 7: Kaupungistumisaste Euroopassa 1987–2017	33
Kuvio 8: Koulutusasteen kehitys Euroopassa 2005–2016; Vähintään lukiokoulutuksen omaavat yli 25-vuotiaat	34
Kuvio 9: 65+ vuotiaiden osuus muusta väestöstä Euroopassa 1987–2017	36
Kuvio 10: Työttömyyden kehitys Euroopassa 1991–2018	37
Kuvio 11: Kokonaishedelmällisyyskeskiarvo Suomen kunnissa 1987–2017	40
Kuvio 12: Kokonaishedelmällisyyden tason vaihtelua Suomessa	41
Taulukko 1: Kaikki kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1987–2017	46
Taulukko 2: Kaikki kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1995–2017	47
Taulukko 3: Pienet kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1995–2017	50
Taulukko 4: Pienet kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1987–2017	52
Kuvio 13: Kokonaishedelmällisyyskeskiarvo Suomen kunnissa 1987–2017 väestöpainotetulla kartalla	54
Kuvio 14: Sekularisaatio Suomessa	55
Kuvio 15: Sosiodemografisten muutosten kulku	57
Kuvio 16: Spatiaalinen autokorrelaatiotesti ja Moranin I:n tulos	59

1. Johdanto

Parinmuodostus ja perheellistyminen ovat henkilökohtaisen elämän merkkipaaluja, jotka tuottavat iloa ja suruja pitkin aikuisikää. Avioitumista ja perheellistymistä juhliitaan näyttävin menoin sukulaisten ja ystäväpiirin kanssa, mutta lastenhankintapäätökset ja yksilöiden väliset sopimukset yhteiselosta ovat monesti henkilökohtaisiksi ja luottamukselliseksi koettuja asioita. Niiden sisällöistä harvemmin kuulee häissä tai ristiäisissä puhuttavan, vaikka juhlat kyseisten päätösten ympärille pitkälti rakentuvatkin.

Suomessa ja länsimaissa on tapana antaa yksilöille päätösvalta omasta parinmuodostuksestaan, eikä diskriminointia sukupuolen tai seksuaalisen orientaation perusteella hyväksytä. Sosiaalidemokraattien puheenjohtaja Antti Rinne joutuikin kiperään tilanteeseen elokuussa 2017, kun hän kehotti suomalaisia synnytystalkoisiin ennätyksellisen alas vajonneeseen kokonaishedelmällisyyden tasoon viitaten (Yle 24.8.2017: *Antti Rinne pahoittelee puheitaan synnytystalkoista: ”Jokainen nainen ja jokainen mies päättää itse, miten tämä asia ratkaistaan”*). Demarijohtajaa kritisoitiin sosiaalisessa mediassa ihmisten yksityisiin asioihin puuttumisesta ja patriarkaalisesta holhoamisesta, jonka kohteeksi joutuivat hedelmällisessä iässä olevat naiset.

Kokonaishedelmällisyyden lasku on Rinteen julkisten pahoitteluiden jälkeen jäänyt median kestoaiheeksi ja puhetta on riittänyt kokonaishedelmällisyyden pitkäaikaisesta laskusta ja ennätyksellisen alhaisesta syntyvyydestä (Ilta-Sanomat 16.5.2019: *Amerikkalaislehti: Suomesta tulossa Euroopan Japani – Rinteellä käsissään aikapommi*; Taloussanomat 2.5.2019: *Jyrkkä käyrä näyttää Suomen poikkeuksellisen vauvakadon – ”Lapsia ei tehdä valtiota varten”*; Iltalehti 26.04.2019: *Suomen syntyvyys kaikkien aikojen matalin – katastrofaalinen lasku ei pysähdy millään*; Yle 16.11.2018: *Suomessa väki harmaantuu ja vauvat vähenevät – Yle kysyi kaikilta puoluejohtajilta, mitä asialle pitäisi tehdä*). Vuodesta 2010 lähtien laskeneet syntyvyyslukemat ovat alkaneet herättää yhteiskunnan kannalta kiperiä kysymyksiä. Mitä tapahtuu hyvinvointivaltion toiminnan kannalta olennaiselle huoltosuhteelle, kun tulevaisuuden työvoima näyttää hupenevan nykyisten syntyvyyslukemien myötä?

Tässä tutkimuksessa tarkastelen kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten vaikutteiden välisiä mekanismeja hyödyntäen alueellista vertailua. Sosioekonomisiksi muuttujiksi nimitän tekijöitä, jotka vaikuttavat ihmisten sosiaaliin ja taloudellisiin lähtökohtiin. Tutkittavia tekijöitä ovat koulutus, tulotaso, työssäkäynti, maan sisäinen muuttoliike ja uskonnollisuus. Kokonaishedelmällisyyslukemien muutosta selittävät tekijät asetan kuntakohtaisen tarkastelun piiriin, jolloin kuntien keskinäiset erot avautuvat ja voin havaita syitä kokonaishedelmällisyyden alueelliselle vaihtelevuudelle. Yhteiskunnallisen muutoksen analysointi ja kokonaishedelmällisyyden tarkastelu voi pelkkiä kansallisia lukemia analysoimalla jäädä puolitiehen ja jättää huomiotta alueellisia eroavaisuuksia. Kuntatason tilastojen avulla voin havaita alueelliset erityispiirteet ja arvioida, millaisissa sosiodemografisissa olosuhteissa eri puolilla Suomea eletään. Kuntien sijaintitietojen avulla pyrin selvittämään, kuinka sosioekonomisten tekijöiden vaikutukset kokonaishedelmällisyyteen vaihtelevat eri puolilla Suomea.

Tutkimuksessa käy ilmi, että kuntien opiskelijoiden määrän suhteellisella nousulla on vuosina 1987–2017 ollut kokonaishedelmällisyyttä alentava vaikutus. Ilmiö on erityisen voimakas Etelä-Suomen väestörikkailta alueilla kuten pääkaupunkiseudulla, Turussa ja Tampereella. Tuloluokkien ääripäiden edustajat saavat tulosten mukaan keskimääräistä vähemmän lapsia – heidän suhteellisen osuuden lisääntymisellä on negatiivinen vaikutus kuntien kokonaishedelmällisyyteen Pohjanmaalla, Keski-Suomessa ja Kainuussa. Etelä-Suomessa vaikutukset ovat maltilliset, eikä tuloluokkien ääripäiden yleistyminen siellä juuri vaikuta kokonaishedelmällisyyteen. Uskontokuntiin kuulumattomien osuuden – jota kutsun tutkimuksessa sekularisaatioksi – lisääntyminen on myös yhteydessä madaltuneisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin. Pohjanmaalla, Keski-Suomessa ja Kainuussa sen vaikutukset ovat muuta maata voimakkaampia. Koulutustason nousulla on kuntien kokonaishedelmällisyyttä kohottava vaikutus. Tutkimustuloksissa on voimakkaita eroavaisuuksia alueellisesti. Tutkitut sosioekonomiset tekijät ennustavat Pohjanmaan ja Kainuun alueiden kunnissa kokonaishedelmällisyyden kehitystä paremmin kuin Etelä-Suomen väkirikkailla seuduilla. Kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten tekijöiden alueellinen tarkastelu paljastaa voimakkaita rakenne-eroja Etelä-Suomen ja pohjoisempien alueiden välillä.

2. Tutkimuksen tausta ja tutkimuskysymykset

Lapsia on syntynyt esiteollisissa agraariyhteiskunnissa moninkertaisesti nykypäivän moderneihin ja kehittyneisiin maihin verrattuna, mutta kuolleisuus on ollut samanaikaisesti myös suurta (Guinnane 2011). Siirtymistä korkean kokonaishedelmällisyyden yhteiskunnasta matalan kokonaishedelmällisyyden yhteiskuntaan on alettu nimittää väestötransitioksi. Sen etenemistä pidetään jossain määrin deterministisenä, sillä kuolleisuuden lähtiessä laskuun tietyt ilmiöt seuraavat toisiaan aiheuttaen polkuriippuvaisen prosessin, jonka toisessa päässä häämöttää kaupungistunut, kouluttautunut ja väestörakenteeltaan ikääntynyt yhteiskunta. (Dyson 2010, 3–31.) Nykyisissä kehittyneissä maissa imeväiskuolleisuus on lähes olematonta eikä modernin lääketieteen ansiosta 80-vuotiaaksi eläminen ole harvinaista. Japanissa naisten elinajanodote lähentelee jo 90-ikävuotta, ja aikaisempien vuosikymmenten elinajanodote-ennustukset ovat systemaattisesti osoittautuneet alimitoitetuiksi (Oeppen & Vaupel 2002).

Maailmanlaajuisesti kokonaishedelmällisyys on vuosien 1987–2017 aikana ollut laskusuuntainen. Tulevaisuuteen katsottaessa on oletettavaa, että samansuuntainen kehitys myös jatkuu, sillä yhdelläkään mantereella kokonaishedelmällisyyden keskiarvo ei ole noussut kyseisellä ajanjaksolla. Elinolosuhteiden parantumisella ja eliniän pidentymisellä voidaan katsoa olevan suora yhteys alentuneisiin kokonaishedelmällisyytilastoihin. Maailman köyhimpien alueiden elintason voidaan tältä osin sanoa olleen viime vuosikymmeninä nousujohteinen. (Dyson 2010, 3–31.) Eri maanosissa kokonaishedelmällisyys kuitenkin vaihtelee suuresti, ja tarkastelussa tulisi huomioida vertailtavien alueiden erot sekä konteksti, jossa alueiden kehitystä tai elinolosuhteita tarkastellaan (Friedlander et al. 1999).

Kokonaishedelmällisyys on demografisen tutkimuksen kentällä vakiintunut syntyvyyttä kuvaava muuttuja. Vertailukelpoisuuden vuoksi sen käyttäminen on intuitiivista ja perusteltua sen yleisyyden vuoksi, vaikka muita käytäntöjäkin toki on¹.

¹ Esimerkiksi Yleinen syntyvyysluku (*Crude Birth Rate*) tai Yleinen hedelmällisyysluku (*General Fertility Rate*).

Kokonaishedelmällisyyslukuja² voi laskea kahdella toisistaan perustavanlaatuisesti eroavalla tavalla:

Kohorttikohtainen hedelmällisyysluku muodostetaan tarkasteltavan kohortin saavuttaessa iän, jolloin lapsia ei enää synny. Käytetty ikä on yleisesti 50 vuotta, sillä äidiksi tullaan äärimmäisen harvoin tätä vanhempana. Kohorttikohtainen hedelmällisyysluku antaa tarkan tiedon lopullisen syntyvyyden tasosta, mutta sen saamiseksi joudutaan odottamaan 35 vuotta hedelmällisyytiän alkamisesta. Täten ajankohtaisen tiedon saaminen on kohorttikohtaista hedelmällisyyttä laskettaessa mahdotonta. (Hinde 1998, 101–104.)

Periodikohtainen hedelmällisyysluku muodostetaan tarkasteltavana vuonna toteutuneen syntyvyyden mukaan. Tällöin saadaan ajankohtaista tietoa syntyvyyden sen hetkisestä tasosta ja data on usein helposti saatavilla. Periodikohtainen hedelmällisyys antaa mahdollisuuden tulevien vuosien väestörakenteiden ennustamiseen, jonka vuoksi sitä käyttävät laskelmiinsa muun muassa eläkevakuutusyhtiöt ja muut yhteiskunnalliset instituutiot. Ennustavuus perustuu neutraaliin oletukseen, että tarkasteltavan vuoden syntyvyyslukemat pysyvät muuttumattomana myös tulevaisuudessa. Tämä on pohjimmiltaan naiivi oletus, sillä syntyvyyslukemat heilahtelevat vuosittain melko paljon. Yhden vuoden syntyvyyslukemia ei tulisikaan tulkita liian deterministisesti. Etenkin pienillä paikkakunnilla, jossa lapsia syntyy vain muutama vuosittain, vuosittaiset heilahtelut voivat olla suuria. (Hinde 1998, 101–104; Wachter 2014, 130–133.)

Periodikohtaisen hedelmällisyysluvun hahmottaminen on intuitiivisesti muita tarjolla olevia käsitteitä helpompaa, sillä kaikki osaavat tulkita odotettavissa olevan lapsimäärän ”suureksi” tai ”pieneksi”. Muun kuin väestötieteen parissa työskentelevien tutkijoiden tai maallikoiden voi olla vaikea saada kiinni *yleisestä syntyvyysluvusta* 10 (elävänä syntyneet keskiväkiluvun tuhatta henkeä kohden) tai *yleisestä hedelmällisyysluvusta* 100 (elävänä syntyneet keskiväkiluvun tuhatta 15–49-vuotiaasta naista kohden).

² Tiettyinä ajanjaksona – esimerkiksi vuonna 2004 – havaittavista ikäryhmittäisistä hedelmällisyysluvuista laskettu kokonaishedelmällisyysluku kuvaa, kuinka monta lasta naiset keskimäärin synnyttäisivät elämänsä aikana, jos kukaan heistä ei kuolisi alle 50-vuotiaana ja jos kyseisenä ajanjaksona vallitsevat ikäryhmittäiset hedelmällisyysluvut pysyisivät muuttumattomina koko naisten hedelmällisyytiän (Ruokolainen & Notkola 2007).

(Bongaarts & Feeney, 1998.) Tässä tutkimuksessa tarkasteltava muuttuja on periodikohtainen kokonaishedelmällisyysluku.

Kokonaishedelmällisyyden tarkastelu eri mittakaavoissa avaa kansainvälisiä yhtäläisyyksiä demografisessa kehityksessä ja samalla paljastaa, kuinka kansallisella tasolla eroavaisuudet syntyvyysluvuissa ja elinolosuhteissa voivat olla merkittäviä. Tutkimuksessa etsitään yhtäläisyyksiä ja eroavaisuuksia kokonaishedelmällisyyskehityksessä toisaalta suurten maaryhmien välillä, mutta havainnoidaan myös paljon pienemmässä mittakaavassa esiintyviä eroja Suomen rajojen sisällä. Syvennyn alueelliseen vertailuun asteittain, lähtien maailmanlaajuisten alueiden kokonaishedelmällisyystasojen vertailusta ja edeten lopulta Suomen sisälle tarkastelemaan kokonaishedelmällisyyteen vaikuttavia eroja kuntakohtaisesti.

2.1 Ensimmäinen ja toinen väestötransitio

Elinajanodotteen ennennäkemätön nousu 1800-luvulta nykypäivään laski syntyvyyttä kaikkialla maailmassa. Aikaisemmin perheet saattoivat menettää useita lapsia erilaisten sairauksien tai huonon ravinnon vuoksi, mutta imeväis- ja lapsikuolleisuuden romahtaminen ja terveystiedon leviäminen vähensi lasten tarvetta. 1900-luvulta teollisuuslaitosten nousu ja väestön keskittyminen kaupunkeihin alkoi muuttaa yhteiskunta- ja perherakennetta. (Cleland & Wilson 1987; Sharlin 1986, 234; Friedlander et al. 1999.) Frank Notesteinin vuonna 1953 esittämässä väestötransition³ teoriassa kiteytyi moni kokonaishedelmällisyyden laskuun johtava asianhaara:

”Pienen perheen ideaali nousi tyypilliseksi kaupungistuvassa ja teollistuvassa yhteiskunnassa. Kaupunkielämä muutti perherakennetta tuotannon, kulutuksen, vapaa-ajan ja koulutuksen saralla. Teollisuustyö asetti yksilön vastuuseen omista saavutuksistaan ja kaupunkielämän tarjoama anonymiteetti vapautti ihmiset perinteisistä käyttäytymisnormeista. Yleistyvä teknologia korosti koulutuksen merkitystä ja mahdollisuudet itsensä kehittämiseen ja siitä saatavaan hyötyyn kasvoivat. Kaiken tämän seurauksena lastenkasvatuksen kustannukset nousivat ja mahdollisuudet lasten taloudelliseen kontribuutioon perheen hyväksi laskivat.” (Notestein, 1953.)

³ Englanniksi *Demographic Transition*.

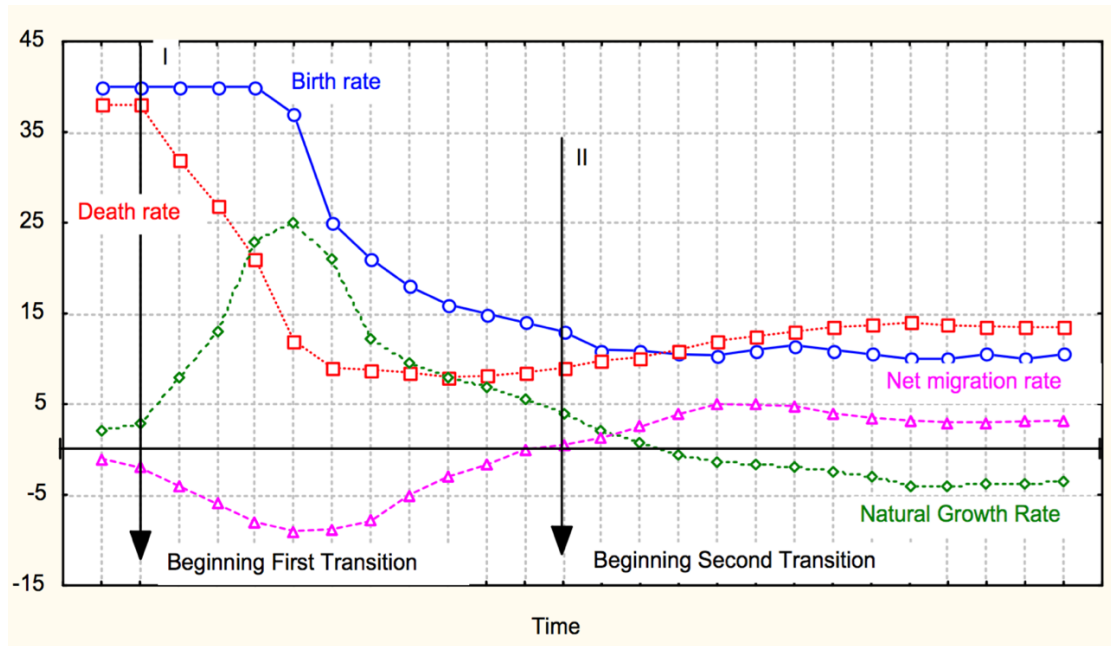
Lasten kasvatukseen alettiin koulutusta suosivassa yhteiskunnassa panostaa, jolloin laatu alkoi korvata jälkikasvun määrää. 1960-luvulla Gary Becker kehitti väestötieteessä usein käytetyn ekonometrisen määritelmän tälle ilmiölle – ”Quality-Quantity trade off”. Niin sanottu Q–Q-malli selitti sen, miksi vaurauden ja hyvinvoinnin yleistymisestä huolimatta lasten määrä perheissä saattoi laskea. (Becker 1960.) Tim Dysonin mukaan 1900-luvun jälkipuoliskolla tapahtunutta kokonaishedelmällisyyden laskua voi lähestyä tutkimalla syitä ehkäisyn käytön yleistymiselle. Dyson toteaa kokonaishedelmällisyyden laskun liittyvän saumattomasti kuolleisuuden vähenemiseen, sillä moni hedelmällisyydestä selittävä tekijä on johdettavissa madaltuneeseen lapsikuolleisuuteen. Tämän johdosta ehkäisymenetelmien lisääntyntä suosiota ei tulisi selittää Q–Q-mallin kaltaisella lasten hinnan kohoamisella, vaan todeta ehkäisyn olevan adaptiivinen seuraus yhteiskunnallisesta muutoksesta, jonka kuolleisuuden lasku sysää liikkeelle. (Dyson 2010, 3–31.)

Vuonna 1986 Ron Lesthaege ja Dirk Van de Kaa esittivät, että väestötransitio oli länsimaissa edennyt uuteen vaiheeseen, jota luonnehtivat kulttuurilliset tekijät ja uudet asenteet (Van de Kaa 2002). Kuvio 1 mallintaa ilmiötä, jossa kokonaishedelmällisyysluku⁴ laskee pysyvästi alle väestön uusiutumisluvun. Tätä ilmiötä alettiin nimittää toiseksi väestötransitioksi⁵ (Rotkirch et al. 2017, 22; Van de Kaa 2002). Van de Kaan mukaan urbaani yhteiskunta oli kehittynyt vaiheeseen, jossa yksilön ja pariskuntien elämänsuunnitelmat menevät jälkikasvun edelle, eivätkä lapset ja perhe olleet enää elämänsuunnitelmien keskipiste. Keskiluokkaisen perhemallin – joka korostui aiemmassa väestötransition vaiheessa – syrjäytti individualistinen perhemalli (Van de Kaa 2002). Erot ensimmäisen ja toisen vaiheen välillä olivat muun muassa entistä varmemmat ehkäisykeinot, avoliittojen yleistyminen, ensisynnyttäjien ikääntyminen, avioerojen lisääntyminen, uudelleen avioitumisen väheneminen ja toivotun lapsettomuuden yleistyminen (Lesthaeghe 2010; Rotkirch et al. 2017, 22). Toisen väestötransition voisi tiivistää yleiseksi kulttuurinmuutokseksi, jossa yksilöllisyys ja uudet materialistiset arvot vievät tilaa perhe-elämään käytetyltä ajalta ja lastenkasvatukselta (Van de Kaa 1987; Van de Kaa 2002).

⁴ Kokonaishedelmällisyysluku – *Total Fertility Rate* (TFR < 2,1).

⁵ Englanniksi *Second Demographic Transition*.

Kuvio 1: Ensimmäisen ja toisen väestötransition teoreettinen mallinnus



Lähde: (Van de Kaa 1999)

Ensisynnytysten viivästyminen on yksi keskeisiä tekijöitä väestötransition toisessa vaiheessa ja sen merkitystä kokonaishedelmällisyyteen on tutkittu laajasti (Adsera 2005; Billari et al. 2006; Goldstein et al. 2009; Kohler et al. 2001; Lutz et al. 2007; Myrskylä & Margolis 2014; Schmidt et al. 2011; Sobotka 2004). Perinteisesti pienten lasten hoivaaminen on ollut pitkälti perheen äidin vastuulla, jolloin naisten työurat ovat jääneet katkonaisiksi ja perheen elatus on ollut vahvasti miesten harteilla. Naisten kouluttautumisen myötä kokonaishedelmällisyysluku on laskenut kaikkialla sekä kehittyneissä että kehittymättömissä maissa (Diamond et al. 1999; Schultz 2001).

Toisen väestötransition kehitys on vaihdellut Euroopassa maantieteellisestä sijainnista ja poliittisesta tilanteesta riippuen. Länsi-Euroopassa kokonaishedelmällisyysluku vakiintui 1970-luvulla ja 1980-luvulle tultaessa noin 1,6–1,8:n lapseen naista kohti. Etelä-Euroopan maissa kokonaishedelmällisyys taas laski voimakkaasti 1980-luvulla ja saavutti 1990-luvun alussa 1,2–1,3:n lapsen tason. Neuvostoliitossa ja Euroopan sosialistisissa maissa väestöpoliittiset toimenpiteet pitivät kokonaishedelmällisyyttä muuta Eurooppaa hieman korkeampina, kunnes kokonaishedelmällisyys alkoi laskea alle väestön uusiutumistason 1980-luvun lopulta lähtien. Sosialistisen järjestelmän hajottua kokonaishedelmällisyystaso laski voimakkaasti ja 2000-luvulle tultaessa näiden maiden kokonaishedelmällisyys oli vakiintunut noin 1,1–1,4:n lapseen. (Ruokolainen &

Notkola 2007, 90–91.) Luvussa 6 käsitellään Euroopan alueellisia kokonaishedelmällisyyseroja tarkemmin aikavälillä 1987–2017.

2.2 Universalismista pohjoismaiseen hyvinvointimalliin

Suomi sijoittuu hyvinvointimallissaan pohjoismaiseen tapaan maailman tasarvoisimpiin yhteiskuntiin. 1930-luvulta alkunsa saanut universalismi kehittyi sosiaalidemokraattien ideasta taata ansioiden sijaan tarpeisiin perustuvaa sosiaalipolitiikkaa (Anttonen & Sipilä 2010). Väestönkasvun heikkenemisestä aiheutunut kansallinen huoli oli omiaan lisäämään universalismin suosiota. Ruotsissa ja Suomessa neuvolajärjestelmän arveltiin laskevan imeväiskuolleisuutta jo 1930-luvulla, ja seuraavalla vuosikymmenellä Suomessa otettiin käyttöön perhe- ja lapsilisä poliittisessa yhteisymmärryksessä. (Anttonen & Sipilä 2010; Laurent 2017, 192–194.) Sosiaalidemokraattinen universalismi kehittyi pitkän 1900-lukua oppivelvollisuuden, kansaneläkejärjestelmän, julkisen terveydenhuollon ja hoivapolitiikan käyttöönoton myötä yhä kattavamaksi. Hoivapolitiikka⁶ ja naisten aseman tunnistaminen olivat tärkeä osa pohjoismaisen hyvinvointimallin kehitystä, sillä sen puuttuminen ajoi universalismin epäsuosioon feminististen kriitikoiden keskuudessa Britanniassa 1970-luvulla. Siellä sosiaalipolitiikka tuli tiensä päähän, kun 1980-luvulla Margaret Thacherin oikeistopolitiikan aiheuttaman käänteiden myötä muun muassa eläkejärjestelmä yksityistettiin (Lindert 2004, 179). 1980-luvulla alettiin puhua pohjoismaisesta hyvinvointimallista, jonka katsottiin useiden osa-alueiden kautta integroivan yhteiskuntaa (Anttonen & Sipilä 2010).

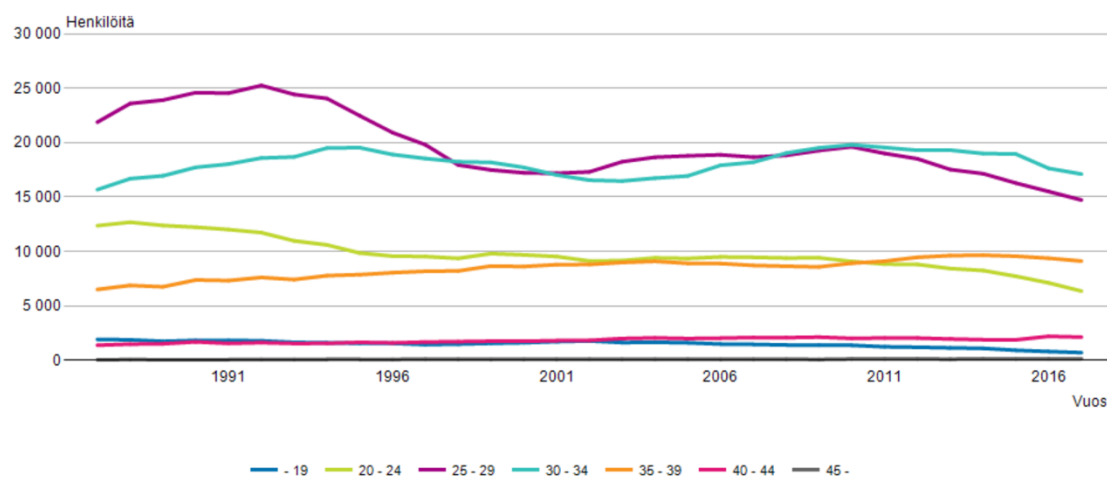
1960- ja 1970-luvulla naisten katsottiin vielä olevan vahvasti vastuussa lasten kasvatuksesta samalla kun mies perheen päänä huolehti koko ruokakunnan eläuksesta. Kokonaishedelmällisyyden laskun yhteydessä naisten työmäärä kotona väheni, jolloin heille jäi entistä runsaammin vapaa-aikaa. (Goldscheider et al. 2015.) Nämä toisen väestötransition tuomat uudet asenteet olivat voimakkaita Suomessa ja muissa Pohjoismaissa, ja naiset siirtyivät nopeasti kotoa opiskelemaan ja työelämään. Muuallakin Euroopassa 1990-luvulle tultaessa naisten kouluttautuminen oli kehittynyt siihen pisteeseen, että korkeakouluissa naiset olivat enemmistössä miehiin nähden

⁶ Sisältäen pienet lapset, vanhukset, sairaat ja vammaiset.

(Vincent-Lancrin 2008). 2010-luvulla naisten osallistuminen työelämään on Suomessa Euroopan huippua ja heidän koulutusasteensa on miehiä korkeampi kaikissa työssäkäyvien ikäluokissa (Miettinen et al. 2011). Parinmuodostuksessa miehet ovat alkaneet suosia entistä enemmän kumppaneita, joilla on mahdollisuuksia kantaa taloudellista vastuuta perheen elatuksesta (Goldscheider et al. 2015; Jalovaara et al. 2019).

Naisten koulutusurien pidentymisen myötä kokonaishedelmällisyys on laskenut ja ensimmäisen lapsen hankinta on siirtynyt lähemmäs 30 ikävuotta. Suomessa 30–34-vuotiaat synnyttävät nykyään eniten lapsia, kun vielä 1990-luvulla 25–29-vuotiaat olivat selvästi eniten lapsia saava viisivuotisikäryhmä (ks. Kuvio 2). Pidemmän koulutusuran omaavien naisten ensisynnytyksen keski-ikä on havaittu nousseen suhteessa matalammin kouluttautuneisiin naisiin. Kansainvälisissä vertailuaineistoissa on kuitenkin todettu, että valtion tarjoamat perhevastukset lieventävät pidentyneen koulutusuran aiheuttamaa ensisynnytyksen lykkäytymistä. (Gustafsson 2001.)

Kuvio 2: Suomessa vuosittain syntyneet lapset äidin iän mukaan



(Lähde: Tilastokeskus, 2018)

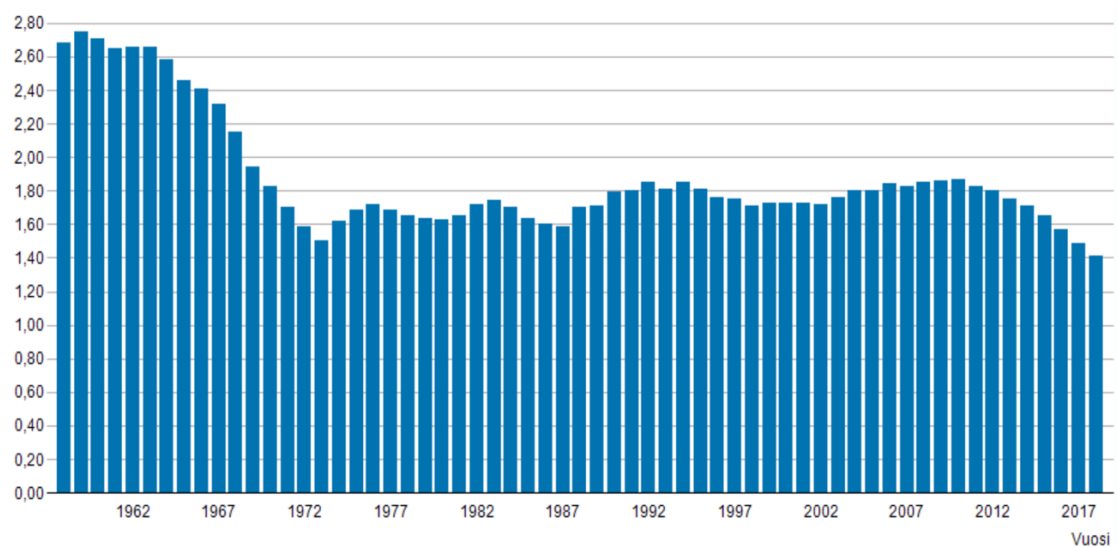
Valtion takaamien vanhempainvapaiden ja päivähoitotukien maksu on johtanut naisten syrjinnän vähentymiseen työmarkkinoilla. Tällä on ollut kauaskantoisia seurauksia naisten ura- ja palkkakehitykselle, ja sen uskotaan aiheuttavan myös kansantaloudellista hyötyä – joskin yhteyden tilastollinen mittaaminen on osoittautunut haastavaksi. (Lindert 2004, 256.) Naisten aseman parantumista on kiitelty siitä, että Pohjoismaissa kokonaishedelmällisyyslukemat ovat pysyneet lähellä väestön uusiutumistasoa, kun

useissa muissa Euroopan maissa kokonaishedelmällisyys on laskenut ennätyksellisen alhaiseksi. Pohjoismaisen sosiaaliturvajärjestelmän on havaittu laskevan lasten ”hintaa” muun muassa valtiollisesta päivähoitotuesta johtuen (Friedlander et al. 1999). Pohjoismaissa korkeasti koulutettujen naisten kohorttihedelmällisyys onkin pysynyt viime vuosina vakaana, kun taas heikommin koulutettujen naisten kohorttihedelmällisyys on ollut laskussa konvergoituen ensin samalle tasolle ja myöhemmin vajoten matalammaksi korkeampiin koulutusryhmiin nähden. Ilmiön seurauksena voidaanakin olettaa, että sukupuolten välinen työnjako perheen elatuksessa on Pohjoismaissa tasavertaistumassa. Sukupuolten välisen tasavertaisuuden kehittymisen yhteydessä herää kuitenkin epäily perheellistymisen luokkaistumisesta, sillä heikossa sosioekonomisessa asemassa olevien pariutuminen on viime vuosina hankaloitunut korkeakoulutettuihin verrattuna. Tämä näkyy lapsettomuuden suhteellisenä yleistymisenä perusasteen varassa olevien kohdalla. (Goldscheider et al. 2015; Jalovaara et al. 2019.)

Suomessa väestökehitys on edennyt länsieurooppalaisen trendin mukaisesti 1800-luvun lopulta alkaen. Kokonaishedelmällisyys alkoi laskea miltei samanaikaisesti kuolleisuuden kanssa ja muiden länsimaiden tapaan toisen maailmansodan jälkeiset vuodet toivat maailmaan niin kutsutut ”suuret ikäluokat”. Sodan jälkeiset korkeat kokonaishedelmällisyysluvut olivat Suomessa ja länsimaissa vain hetkellisiä, ja 1900-luvun trendi jatkui kokonaishedelmällisyyden kääntyessä laskuun 1950-luvulle tultaessa. 1970-luvun alussa Suomessa saavutettiin hetkellisesti 1,5 kokonaishedelmällisyys ja ensimmäisen lapsen synnytysikä alkoi nousta voimakkaasti. Samanaikaisesti vanhempien ikäryhmien⁷ kohorttikohtainen hedelmällisyys jatkoi laskuaan, jolloin periodikohtaiset hedelmällisyysluvut jäivät hetkellisesti poikkeuksellisen alhaisiksi 1900-luvun mittapuulla. (Ruokolainen & Notkola 2007, 86–101.)

⁷ Ennen vuotta 1940 syntyneet. 1970-luvulla yli 30 vuotiaat.

Kuvio 3: Suomen kokonaishedelmällisyys 1958–2018



(Lähde: Tilastokeskus, 2018)

2010-luvun jälkipuoliskolla tämä 1970-luvun aallonpohja on alitettu, jonka johdosta hedelmällisyyskäyttäytyminen ja yhteiskunnan huoltosuhteen tulevaisuus ovat olleet esillä mediassa ja politiikan kentillä (Helsingin Sanomat 16.07.2019: *Helsinkiläisnainen synnyttää keskimäärin vain yhden lapsen – ”Luku on aivan äärettömän alhainen”*; Helsingin Sanomat 18.07.2019: *Suomessa syntyvien lasten lukumäärä on painunut niin pieneksi, että pian koiranpentuja saattaa syntyä enemmän*).

2.3 Teoreettinen viitekehys

Friedlander kollegoineen avaa väestötransition historiallista tutkimusta alkaen ”klassisesta väestötransition teoriasta”, jonka esi-isinä pidetään Thompsonia ja Notesteinia. Teorian mukaan imeväis- ja lapsikuolleisuuden lasku, kaupungistuminen, lastenhankinnan kohonneet kustannukset, vanhemmuuteen liittyvät tavoitteet, lukutaidon lisääntyminen, naisten aseman parantuminen, individualismi sekä uskonnolliset ja kulttuurilliset tekijät vaikuttavat syntyvyyden laskuun kehittyneissä maissa. (Friedlander et al. 1999.) Paikoitellen on havaittu merkittäviä eroja kansallisissa kokonaishedelmällisyystilastoissa, jonka myötä kulttuurilliset ja kielelliset tekijät on tunnustettu vaikuttajiksi hedelmällisyyskäyttäytymisessä (Kirk 1996). Tämän tutkimuksen tavoitteena on hahmottaa sosioekonomisen aseman vaikutusta kokonaishedelmällisyyteen ja alueellisten mekanismien eroavaisuuksia Suomen sisällä. Suomessa väestö on melko homogeeninen eikä etnisesti toisistaan poikkeavia

ryhmittymiä esiinny samalla tavalla kuin monissa muissa maailman kolkissa. Homogeenisyydestä huolimatta kulttuurillisia eroavaisuuksia on kuitenkin havaittavissa esimerkiksi idän ja lännen välillä. Myös kaupungin ja maaseudun väliset elinolot eroavat toisistaan perustavanlaatuisesti. Nuoren väen virtaaminen pois maaseudulta kohti kaupunkien vetovoimaa on pitkään pullistanut väestökeskittymiä ja lisännyt autioituvia maaseutukyliä Suomessa sekä muualla maailmassa (Harvey 1989).

Syntyvyyden saralla paljon tutkimusta tehnyt Richard A. Easterlin on ehdottanut kokonaishedelmällisyyslukujen vaihtelun liittyvän ikäkohorttien kokoon. Easterlinin hypoteesin mukaan nuorten aikuisten matala suhdeluku vanhempiin aikuisiin helpottaa nuorten astumista työmarkkinoille ja edistää siten aikaista perheellistymistä ja korkeampaa kokonaishedelmällisyyttä. Teorian oletuksena on se, että nuoret pyrkivät itsenäistyessään saavuttamaan taloudellisen tilanteen, joka vastaa heidän lapsuudenkotinsa elintasoja. Easterlinin mukaan lapsuudenkodin kaltaisen taloudellisen aseman saavuttaminen vaikeutuu sellaisten ikäkohorttien kohdalla, jotka joutuvat kohortin suuren koon vuoksi käymään kovempaa kamppailua työpaikoista. Perheen perustamisen lykkäntyminen liittyy tällöin kamppailuun työmarkkinoista ja pyrkimyksestä vanhempien kaltaiseen elintasoon. (Easterlin, 1976.) Macunovich huomauttaa Easterlinin hypoteesia käsitellessään, että lapsuudenkodista peräisin olevat vaikutteet menettävät merkitystään, kun nuori vanhenee ja omilleen muuttamisesta kuluu entistä enemmän aikaa. Easterlinin hypoteesia on testattu lukuisilla eri väestörakenteilla sekä Yhdysvalloissa että Euroopassa, mutta sen toimiminen on kyseenalaistettu ristiriitaisten tulosten myötä. Valtaosa hypoteesia testanneista tutkijoista – sekä sen pätevyyttä puoltavat että kieltävät – ovat johtopäätöksissään todenneet, että syntyvyyden vaihteluita tulisi selittää muillakin kuin nuorten aikuisten tulotasoa tarkastelevilla muuttujilla. (Macunovich 1998; Wright 1989.)

European Fertility Transition Project (EFT) vuonna 1963 oli yksi merkittävistä datankeruuhankkeista, joka mahdollisti useiden eurooppalaisten maakuntien syntyvyyskehitysten vertailun. Yksi EFT:n tuoma selkeä havainto oli, että syntyvyyden laskun ajoittuminen riippui paljolti kulttuurillisista ja uskonnollisista tekijöistä. Muun muassa Saksassa ja Itävallassa havaittiin vierekkäisillä alueilla asuvien, eri kieli- tai kansallisuusryhmiin kuuluvien syntyvyyslukemien vaihtelevan merkittävästi vielä senkin jälkeen, kun sosioekonomiset tekijät oli otettu huomioon. EFT:n tulosten myötä

valtaosa demografisen transition tutkijoista hylkäsi ajatuksen ”suuresta transitioteoriasta”, ja väestömuunnoksen syitä siirryttiin tutkimaan paikallisella tasolla. (Knodel 1986, 385–388.) Maantieteellisen vertailun kautta tartun tutkielmassani paikallisuuteen ja kartoitan Suomen sisällä vallitsevia sosiodemografisia eroavaisuuksia.

Toiseen väestötransitioon liitetyt yhteiskunnalliset ilmiöt kuten koulutuksen pidentyminen, ikääntyminen, kaupungistuminen ja pyrkimys sukupuolten väliseen tasa-arvoon, ovat Euroopassa olleet viime vuosikymmeninä vahvasti nousussa. Nämä ilmiöt näkyvät eri tavoin eri alueilla ja kokonaishedelmällisyystasot vaihtelevat Euroopassa laajasti. Alhaisimman kokonaishedelmällisyysluvun maissa kuten esimerkiksi Etelä-Euroopassa ja osissa Itä-Eurooppaa puhutaan hedelmällisyysluvun kohoamisen⁸ puutteesta. Korkean elintason ja kattavan sosiaaliturvan omaavissa maissa kokonaishedelmällisyyslukujen sanotaan kohonneen muun muassa hyvien päivähoitomahdollisuuksien ja sukupuolten välisen tasa-arvon yleistymisen johdosta. (Dominiak et al. 2014; Lesthaeghe 2010.)

Myös työllisyysnäköymien muutosta positiiviseen suuntaan on tutkittu suhteessa lisääntymiskäyttäytymiseen. Yhdysvaltalaistutkimuksessa havaittiin kivihiilen markkinahinnan kohoamisen nostaneen hedelmällisyyslukemia kaivostyöpainotteisilla paikkakunnilla 1970-luvulla öljykriisin aikaan, jolloin kaivostyöläisten palkat näillä alueilla kohosivat voimakkaasti (Black et al. 2013). Blackin ja kumppaneiden havainnot öljykriisin aiheuttamista positiivisista alueellisista vaikutuksista paikallisessa väestörakenteessa valottavat alueellisen tutkimuksen merkitystä.

2.4 Tutkimuskysymykset

Suomessa on voimakkaita alueellisia eroja kokonaishedelmällisyydessä, ja Pohjois-Pohjanmaan alue esiintyy kansallisesti korkean kokonaishedelmällisyyden maakuntana. Kaupunkien kokonaishedelmällisyysluvut taas ovat pitkään olleet maaseutua matalammalla tasolla. Tutkin kokonaishedelmällisyyslukemien kehitystä aikavälillä 1987–2017 ja kysyn, miten sosioekonomisten tekijöiden muutokset vaikuttavat

⁸ Englanniksi *Fertility rebound*.

Suomessa kokonaishedelmällisyyslukemien muodostumiseen. Aluepainotteisen lähestymistavan avulla selvitan myös, millaisia maantieteellisiä eroavaisuuksia sosioekonomisten tekijöiden ja kokonaishedelmällisyyden välisissä mekanismeissa Suomessa vallitsee.

Tutkimuksessa hyödyntämäni sosioekonomiset tekijät ovat opiskelijoiden suhteellinen osuus kunnan väestössä, toisen- ja korkea-asteen koulutuksen omaavien suhteellinen osuus, työttömien suhteellinen osuus, nettomuutto kuntien välillä, sekularisaatio kunnassa sekä ylimpään ja alimpaan tulokymmenyksen kuuluvien suhteellinen osuus. Vertaan näitä tekijöitä kunnittaisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin regressiomenetelmiin perustuvien mittausmallien avulla.

Maailmalla on tehty paljon tutkimusta edellä mainittujen tekijöiden ja kokonaishedelmällisyyden välisistä suhteista. Tulokset ovat monesti osoittautuneet ristiriitaisiksi riippuen tarkasteltavasta alueesta ja ajankohdista. Suomen kokonaishedelmällisyyden tilanne yhdistetään monesti kansainvälisiin vertailututkimuksiin, joissa tarkastellaan koulutusasteen tai jonkun muun vaikuttavan tekijän kansallisia lukemia. Alueellista tutkimusta, joka sijoittuisi kansallisten rajojen sisäpuolelle, on kuitenkin vähemmän, eikä paikkatietojärjestelmiä (GIS)⁹ hyödyntäviin menetelmiin perustuvaa maantieteellisesti painotettua regressiota ole kokonaishedelmällisyystutkimuksen saralla paljoa käytetty. (vrt. esim. Işik & Pinarcioglu 2006; Porter 2017; Vitali & Billari 2017.)

Kuntakohtaisten kokonaishedelmällisyystilastojen avulla voin selvittää alueellisia eroavaisuuksia kokonaishedelmällisyydessä ja havainnoida mitkä mekanismit missäkin päin Suomea paikallisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin vaikuttavat. Suomessa on kaupungistuneita ja maatalousvaltaisia seutuja, rakennemuutoksen kanssa kamppailevia perinteisiin arvoihin ja elinkeinoihin nojaavia seutuja sekä globaaleilla markkinoilla kilpailevia talouskeskittymiä. Alueellisten eroavaisuuksien havainnoinnin kautta tutkimuskysymyksestäni muodostuu kaksiosainen: Millä tavoin sosioekonomisissa tekijöissä tapahtuvat muutokset vaikuttavat toisaalta kuntakohtaisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin koko maan mittakaavassa, ja toisaalta kuinka

⁹ *Geographical Information Systems*

maantieteellisen sijainnin huomioiminen vaikuttaa kuntakohtaisten sosioekonomisten tekijöiden ja kuntakohtaisten kokonaishedelmällisyyslukemien välisiin mekanismeihin.

Tilastokeskus on julkaissut 1987 jälkeiseltä ajalta tarkkoja alueellisia syntyvyys- ja väestötilastoja, joiden avulla kokonaishedelmällisyys on laskettavissa kunnittain. Lisäksi on olemassa tarkkoja alueellisia sosioekonomista asemaa kuvaavia indikaattoreita ja työllisyystilannetta kuvaavia mittareita, joiden tarkastelu kvantitatiivisesti kokonaishedelmällisyyden rinnalla avaa tarkastelussa olevien muuttujien välisiä suhteita. Hypoteesini on, että positiiviset tulevaisuudennäkymät ovat *ceteris paribus* yhteydessä korkeampiin syntyvyyslukemiin. Vastaavasti hupenevat työllistymismahdollisuudet ja työvoiman virtaus muille paikkakunnille aiheuttavat kokonaishedelmällisyyden laskua. (ks. esim. Comolli et al. 2019; Hellstrand et al. 2019.) Väestötappiollisissa kunnissa kokonaishedelmällisyys laskee oletettavasti muita alueita voimakkaammin muun muassa siitä syystä, että lastenhankintaa lykätään pidemmälle tulevaisuuteen. Sopivia indikaattoreita edellä mainittuun tarkasteluun ovat muun muassa työllisyysaste ja alueen nettomuutto. Myös elinkeinoelämän murros on kokonaishedelmällisyyden kannalta kiinnostavaa, sillä uusien innovaatioiden ja toimialojen syntyä edeltää usein perinteisten työpaikkojen katoaminen ja uudelleen kouluttautuminen. Perinteisten toimialojen häviäminen etenkin pienemmillä paikkakunnilla saattaa aiheuttaa epävarmuutta taloudellisesta pärjäämisestä, joka monesti yhdistetään lastenhankinnan lykkäämiseen. (Black et al. 2013; Goldstein et al. 2009; Sobotka 2004.)

3. Aineisto

Tutkimukseni perustuu kolmeen päälukuun, jossa kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten muuttujien välisiä suhteita tarkastellaan eri mittasuhteissa ja erilaisin menetelmin. Tässä luvussa kuvaan hyödyntämiäni aineistoja, niihin kohdistuvia puutteita sekä aineistojen yleistä luotettavuutta. Kerron myös, kuinka olen laatinut tutkimuksen kannalta kaikkein olennaisimman aineiston – kuntakohtaiset kokonaishedelmällisyyslukemat.

Luvussa 5 käsittelen kansallisia kokonaishedelmällisyyslukemia maailmanlaajuisesti, mutta kohdistan suurimman huomion Suomeen ja sen naapurimaihin. Kiinnitän

huomiota Euroopan sisällä tapahtuneisiin muutoksiin sosioekonomisten muuttujien osalta ja vertailen näitä Suomen tilanteeseen. Olen luokitellut Euroopan maat niiden maantieteellisen sijainnin mukaan kuuteen eri alueeseen. Alueet ovat Balkan, Keski-Eurooppa, Itä-Eurooppa, Etelä-Eurooppa, Länsi-Eurooppa ja Pohjois-Eurooppa, joista viimeisimpään kuuluu Suomi. Alueluokittelun taustalla on pyrkimys helpottaa aineiston hahmottamista maantieteellisellä jaottelulla ja olettamus Toblerin lain pätevyydestä (Tobler 1970.)

Kansainväliset tilastot perustuvat Maailmanpankin tarjoamiin aineistoihin, jotka ovat kaikille avoimia. Vertailen kansainvälisen kokonaishedelmällisyysasteen¹⁰ kehittymisen lisäksi kaupungistumisastetta¹¹, toisen asteen koulutuksen hankkineita¹², väestön ikääntymistä¹³ ja työttömyyttä¹⁴. Olen pyrkinyt kokoamaan kaikki kansainväliset aineistot aikavälille 1987–2017, mutta datassa esiintyy aika ajoin puutteita. Esimerkiksi toisen asteen koulutuksen määrittely on kansainvälisesti haasteellista erilaisten käytössä olevien koulutusjärjestelmien vuoksi. Käyttämäni koulutusindikaattori kattaa ainoastaan vuodet 2005–2016, eikä se sisällä luotettavia tietoja kaikista käyttämistäni maista. Olen paikannut puuttuvien vuosien tietoja lineaarisesti interpoloimalla kyseisten maiden koulutustietoja ja laskenut näistä tiedoista alueellisia keskiarvoja. Luvut tulee ottaa suuntaa-antavina, eikä alueellisista koulutustilanteista ole syytä lähteä tekemään pitkälle vietyjä johtopäätöksiä. Olen paikannut muidenkin muuttujien kohdalla puuttuvien vuosien tietoja lineaarisen interpoloinnin avulla. Vaikka Maailmanpankin kansainvälisiin mittareihin tulee edellä mainituista oikaisuisia johtuen suhtautua varauksella, saa niistä tässä yhteydessä vaadittavan käsityksen kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten muuttujien välisestä kehityksestä. Tilastollisia riippuvuussuhteita en lähde lukujen pohjalta analysoimaan.

Käytän Suomen sisäistä kehitystä koskevassa tutkimuksessa Tilastokeskuksen laatimia kansallisia väestö-, koulutus- ja tulonjakotilastoja. Tilastokeskuksen laatimia maanlaajuisten rekisteriaineistojen pohjalta koottuja vuositilastoja hyödynnetään muissa tutkimuksissa laajasti, ja asiantuntijat vastaavat niiden ylläpidosta. Aineiston laajuus

¹⁰ "Fertility rate, total (births per woman)".

¹¹ "Urban population (% of total population)".

¹² "Educational attainment, at least completed primary, population 25+ years, total (%) (cumulative)".

¹³ "Population ages 65 and above (% of total population)".

¹⁴ "Unemployment, total (% of total labor force) (modeled ILO estimate)".

mahdollistaa tilastollisten menetelmien luotettavan käytön ja niistä johdettavien tulosten tulkinnan. Rekisteriaineiston hyödyntämistä puoltaa se, että vastauskato tai erilaiset otantavirheet eivät pääse vääristämään analyysin tuloksia, koska aineisto kattaa koko Suomeen rekisteröidyn väestön.

Aluesidonnaisten aikasarjatilastojen ongelma on tietojen yhteensopivuus aluerajojen muuttuessa. Kansallista dataa on helpompi tarkastella, sillä kriteeriksi riittää se, että ilmiö on tapahtunut Suomen rajojen sisällä. Kuntakohtaisen datan tarkastelu ajassa asettaa haasteetta tutkijalle, sillä kuntarajat muuttuvat kansallisia rajoja useammin. Tilannetta, jossa osa väestöstä siirtyy toisen kunnan rekisteriin, vaikka heidän kotiosoitteensa pysyy samana, tulee jollain tavalla kuntakohtaista tutkimusta tehdessä kontrolloida. Tilastokeskus on yhdenmukaistanut kuntakohtaisia tilastoja vuosilta 1987–2017 käyttämällä vuoden 2018 aluejakoa ja yhdistämällä aiempina vuosina tapahtuneiden alueliitoskuntien tiedot. Aluetietojen yhdenmukaistaminen mahdollistaa käytettävän datan ajallisen vertailun.

Nojaan analyysissä tasapainoiseen paneelimalliin, joka tarkoittaa, ettei mallissa saa olla aukkoja tai puutteita. Toisin sanoen mallin tulee sisältää havainnot kaikista kunnista jokaiselta tarkastelun alla olevalta vuodelta (Stock & Watson 2003, 390). Käyttämäni aineisto sisältääkin tiedot hyödyntämistäni muuttujista aikavälillä 1987–2017 vuoden 2018 kuntarajoilla. Tilastokeskuksen laatimista sosioekonomisista muuttujista kunnan sekularisaatio (vuodesta 1990) ja tulonjakotilasto (vuodesta 1995) alkavat kuitenkin myöhemmin. Tästä johtuen käytän kahta tasapainoista paneeliaineistoa: ensimmäinen koostuu vuosista 1987–2017 ja siitä puuttuvat em. muuttujat; toinen aineisto alkaa vuodesta 1995 ja siihen on sisällytetty kaikki käyttämäni muuttujat. Kahden aineiston vertailu tuo analyysiin toisen ulottuvuuden, sillä samalla kun vertaan laajempaa monimuuttujaregression tulosta, voin tuoreemmassa aineistossa tarkkailla mahdollisia muutoksia vuodesta 1987 saatavissa olevien muuttujien estimaateissa. Vuoden 2018 aluejaossa Suomessa on 311 kuntaa, ja kun näistä kunnista lasketaan havainnot vuosilta 1987–2017, saadaan havaintomääräksi $31 \times 311 = 9641$ (N). Vuodesta 1995 alkavassa paneeliaineistossa havaintomäärä on $23 \times 311 = 7153$ (N).

Kokonaishedelmällisyyteen vaikuttavien tekijöiden analysointi on tässä yhteydessä mahdollista vain niiden muuttujien avulla, jotka on laadittu rekisteriaineistoksi. Vaikka

Suomessa tuotetaan kansainvälisesti verrattuna korkeatasoista tutkimusmateriaalia avoimeen käyttöön, jäävät jotkut tekijät huomaamatta rekisteriaineistojen rajallisuuden tai niihin sisältyvien muotoseikkojen vuoksi. Tasapainoisen paneelimallin muodostaminen vaatii aukotonta ja yhtenäistä aineistoa, joten käytetyn menetelmän puitteissa useiden eri tietokantojen ja rekisterien yhdistäminen olisi haastavaa.

Tilastointitavoissa tapahtuvat muutokset ovat toinen historiallista tutkimusta vaikeuttava seikka. Joidenkin tilastojen kohdalla on saattanut tapahtua moninaisista syistä johtuvia vertailua hankaloittavia tilastointimuutoksia. Olen pyrkinyt välttämään vertailuongelmien syntyä muun muassa ikärakenteen rajauksella opiskelijoiden suhteellista osuutta koskevan muuttujan kohdalla. Alla olevassa muuttujalistassa on viiteselosteet niiden muuttujien kohdalla, joiden ajallisessa vertailukelpoisuudessa Tilastokeskus on ilmoittanut ongelmia. Tulonimikkeistössä tapahtuneita muutoksia, jotka saattavat vaikuttaa esimerkiksi tuloluokkien rakenteeseen, pidän sen verran marginaalisina, että niiden vaikutukset eivät pääse ratkaisevasti vaikuttamaan tässä tutkimuksessa ilmeneviin tuloksiin.

Kokonaishedelmällisyyslukujen laskuun käytän kunnittaisia syntyvyys- ja väestörakennetilastoja. Kummatkin tilastot ovat sähköisesti saatavissa vuodesta 1987. Väestörakenne ja syntyvyystilastot äidin iän mukaan ilmoitetaan tavallisesti viisivuotisikäryhmittäin, jolloin ikäryhmittäinen hedelmällisyysluku¹⁵ on laskettavissa viiden vuoden erissä seuraavasti:

$$(1) \quad ASFR = \frac{20-24 \text{ vuotiaille naisille elävänä syntyneet vuonna } A}{20-24 \text{ vuotiaiden naisten keskväkiluku vuonna } A} \times 1000$$

Kun hedelmällisessä iässä olevien naisten (15–19, 20–24, ..., 45–49) ikäryhmittäiset hedelmällisyysluvut on laskettu, saadaan kokonaishedelmällisyysluku¹⁶ tavalla:

$$(2) \quad TFR = \frac{\sum (ASFR)_5 \times 5}{1000},$$

¹⁵ Age-Specific Fertility Rate (ASFR).

¹⁶ Total Fertility Rate (TFR).

jossa alaindeksissä oleva 5 ilmaisee ikäryhmän koon ja kerroin (5) yhdistää kunkin ikävuoden viisivuotisikäryhmään olettaen, että viisivuotisikäryhmän sisällä olevat yksittäisten vuosien hedelmällisyysluvut eivät eroa toisistaan. Tarkempi kokonaishedelmällisyysluku saataisiin siis laskemalla kunkin yksittäisen vuoden ikäryhmittäinen hedelmällisyysluku (ASFR), mutta viisivuotisikäryhmien yhdistäminen on vakiintunut käytäntö, eikä ero menetelmien välillä ole merkittävä. (Wachter 2014, 128–130.)

Kokonaishedelmällisyyden muutoksia selittäviksi sosioekonomisiksi tekijöiksi olen valinnut koulutusastetta, tulotasoa, kuntien välistä muuttoa, työllisyystilannetta ja sekularisaatiota kuvaavat tilastolliset muuttujat. Alla on lista hyödynnettävistä muuttujista, jotka ovat Tilastokeskuksen sivuilta avoimesti saatavilla:

Työttömyys (1987–2017): Työttömien osuus työvoimasta, (%)¹⁷

Korkea-aste (1987–2017): Vähintään alimman korkea-asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%)

Toinen aste (1987–2017): Vähintään toisen asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%)

Opiskelijoita (1987–2017): Opiskelijoiden osuus 18–64 vuotiaista, (%)

Nettomuutto (1987–2017): Absoluuttinen kokonaisnettomuutto

Muuttovoitto-Dummy (1987–2017): Dummy-muuttuja, joka saa arvon (1) kunnan ollessa muuttovoittoinen edelliseen vuoteen verrattuna

Sekularisaatio (1990–2017): Uskontokuntiin kuulumattomien osuus, (%)

Korkeatuloisia (1995–2017): Kansallisella tasolla ylimpään tulokymmenekseen kuuluvien osuus, (%)¹⁸

Matalatuloisia (1995–2017): Kansallisella tasolla alimpaan tulokymmenekseen kuuluvien osuus, (%)¹⁹

Luvussa 8 käyttämässäni maantieteellisesti painotetussa regressiomenetelmässä hyödynnän Paituli-paikkatietopalvelun tarjoamaa paikkatietoaineistoa, jossa Suomen

¹⁷ Työeläkeuudistuksesta johtuen vuonna 2005 työllisten alaikäraja työssäkäyntitilastossa nousi 15 ikävuodesta 18 vuoteen. Muutos näkyy nuorten työllisyyden vähenemisenä ja opiskelijoiden määrän kasvuna (Tilastokeskus 2018).

¹⁸ Tulonimikkeistöön tehtyjen muutosten vuoksi vuosien 1995–2009 ja 2010–2017 tiedot eivät ole keskenään täysin vertailukelpoisia (Tilastokeskus 2018).

¹⁹ Tulonimikkeistöön tehtyjen muutosten vuoksi vuosien 1995–2009 ja 2010–2017 tiedot eivät ole keskenään täysin vertailukelpoisia (Tilastokeskus 2018).

kunnat ovat digitaalisessa muodossa niiden maantieteellistä sijaintia vastaavilla kohdilla. Aineisto perustuu Tilastokeskuksen vuoden 2018 *Väestö tilastointialueittain* -aineiston kuntarajoihin. Vektoripohjaisiin .shp tiedostoihin olen liittänyt hyödyntämäni aineiston niin, että kutakin kuntaa vastaavassa vektorissa on Tilastokeskuksen kyseistä kuntaa vastaava tieto. Tällä tavoin olen saanut koulutusastetta, tulotasoja, kuntien välistä muuttoa, työllisyystilannetta ja sekularisaatiota kuvaavat tilastolliset muuttujat paikkatietomuotoon. (vrt. esim. Matres et al. 2018; Longley et al. 2001, 212–215.)

4. Menetelmät

Tutkielman nojatessa kuntakohtaisista kokonaishedelmällisyysluvuista koostuvaan numeeriseen aineistoon, on luontevaa lähestyä tutkimuskysymystä kvantitatiivisin menetelmin. Kuntakohtaisten kokonaishedelmällisyyslukemien laskun myötä on mahdollista liittää selitettävän muuttujan rinnalle muita avainlukuja ja tarkastella niiden vaikutuksia suhteessa tutkittavaan ilmiöön. Kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten tekijöiden yhteyden mittaamiseksi Suomen sisällä käytän regressioanalyysiin perustuvia mittausmalleja. Selittävien muuttujien korrelaatiota selitettävään muuttujaan mitataan vuorotellen vakioimalla muut yhtälössä mukana olevat selittävät muuttujat (Feinstein & Thomas 2002, 95–98; 232–238).

Tilasto-ohjelmat suorittavat pitkät ja hankalasti käsin toteutettavat laskukaavat, joten tukijan osuudeksi jää ohjelmistojen hallinta ja hyödyntäminen. Ennen tilasto-ohjelmiin siirtymistä olen kuitenkin koonnut kaiken datan Exceliin, jossa olen työstänyt sen mahdollisimman selkeään muotoon siirrettäväksi eteenpäin. Tilasto-ohjelmista hyödynnän pääosin R:ää, mutta käytössäni on myös Geoda ja QGIS, jotka ovat paikkatieto-ohjelmistoja, mutta suorittavat ja tunnistavat myös regressiomalleja.

Esittelen seuraavaksi käyttämäni tilastolliset menetelmät, joita sovellan luvuissa 6 ja 7 kuntadatan analysoinnissa.

4.1 Kiinteiden vaikutusten malli

Luvussa 6 tarkastelen kuntakohtaisia tilastoja paneeliaineistolla. Paneelimuotoisen aineiston avulla kokonaishedelmällisyyttä voidaan tarkastella tarkemmin ja suuremmalla havaintomäärällä. Suomen 311 kuntaa ja 31 vuoden tarkasteluajanjakso nostaa havainnot liki 10 000 kunkin muuttujan kohdalla. Myös ajassa tapahtuvat muutokset otetaan paneeliaineistossa huomioon. Monimuuttujaregressiosta se on hieman kehittyneempi versio, joka mahdollistaa myös kiinteiden vaikutusten²⁰ huomioimisen. Lisäksi paneeliaineiston eduksi voidaan mainita heterogeenisyyden kontrollointi. (Edwards 2014, 7–20.) Paneelidataa hyödyntävällä *kiinteiden vaikutusten mallilla* voidaan kontrolloida puuttuvista muuttujista johtuvaa harhaa. Kiinteiden vaikutusten mallissa analysoidaan aineistoa, jonka ei oleteta olevan satunnaisotos tutkimuskentästä. (Judson & Owen 1999.) Se esitetään muodossa:

$$(3) \quad Y_{it} = \beta_1 X_{1,it} + \dots + \beta_k X_{k,it} + \alpha_i + \lambda_t + u_{it},$$

jossa $i = 1, \dots, n$; $t = 1, \dots, T$; β_k edustaa selittävän muuttujan kulmakerrointa; $X_{k,it}$ on tarkennus muuttujalle k , kunnassa i , ajassa t ; α_i vastaa kunnan i kiinteää vaikutusta ja λ_t ajan kiinteää vaikutusta; u_{it} edustaa virhetermiä. Käytettävässä kiinteiden vaikutusten mallissa tarkoituksena on käsitellä selittävien sosioekonomisten muuttujien vaikutusta kokonaishedelmällisyyteen kuntien sisällä. Kiinteiden vaikutusten mallissa oletetaan, että malliin vaikuttaa puuttuva selittäjä, ja tämän selittäjän puutetta malli pyrkii kontrolloimaan. (Stock & Watson 2003, 396–406.)

Paneelimallissa oletetaan – kuten normaalissa PNS-menetelmään²¹ nojaavassa mallissa – virhetermin olevan normaalisti jakautunut. Tähän liittyy oletus selittävien muuttujien riippumattomuudesta suhteessa virhetermiin. Huomionarvoista on se, että selittävän muuttujan yksittäiset havainnot voivat kiinteiden vaikutusten mallissa olla korreloituneita ajassa vaihtuvien samaan muuttujaan liittyvien yksittäisten havaintojen kesken. Kiinteiden vaikutusten mallin sallima autokorrelaatio ja heteroskedastisuus tekee siitä hyödyllisen menetelmän aikasarjojen tarkasteluun. Autokorrelaation vuoksi

²⁰ Englanniksi *Fixed effects*.

²¹ Pienimmän neliösumman menetelmä.

käytän mallissani klusteroituja virhetermejä. (Judson & Owen 1999; Stock & Watson 2003, 406.)

Kiinteiden vaikutusten mallissa käytän sekä väestöpainotettua että painottamatonta menetelmää tulosten tulkitsemisessa. Kuntien ollessa itsenäisiä havaintoyksiköitä voi niitä tarkastella rinnakkain yksittäisinä kokonaisuuksina. Sosiologisesta näkökulmasta on kuitenkin perusteltua tuoda yhteiskunnalliseen tutkimukseen mukaan väestöpainotettu malli, jossa havaintoyksiköt – tässä tapauksessa kunnat – saavat painotuksen niissä asuvan väkiluvun mukaan. Näin voidaan tehdä kuntatasoa tarkempia johtopäätelmiä sosioekonomisten muutosten vaikutuksesta yksittäisten ihmisten elämäntilanteisiin. (Dorius 2008; Firebaugh 1999.)

4.2 Maantieteellisesti painotettu regressio (GWR)

Hyödynnän geoinformatiikan tilastollisia menetelmiä tutkimukseni spatiaalisessa osiossa luvussa 7. Olettamukseni mukaan kokonaishedelmällisyys korreloi sosioekonomisten muuttujien ja kullakin alueilla vallitsevien elinolosuhteiden kanssa. Selittävien muuttujien yhteys kokonaishedelmällisyyteen kuitenkin vaihtelee alueellisista eroista ja paikallisista erityispiirteistä johtuen. Eri muuttujien välisiä voimasuhteita ja mekanismeja mittaan spatiaalisesti painotetun regression avulla, jossa kuntien sijainti toimii aluetta edustavana mittayksikkönä muiden muuttujien rinnalla.

Maantieteellisesti painotetussa regressiossa (GWR)²² yhtälöön laskettavien muuttujien annetaan vaihdella maantieteen mukaan. Malli muodostetaan seuraavan laisella kaavalla:

$$(4) \quad y(u_i) = \beta_0(u_i) + \beta_1(u_i)x_{1i} + \beta_2(u_i)x_{2i} + \dots + \beta_j(u_i)x_{ji} + \varepsilon_i,$$

jossa u_i vastaa kunkin kunnan yksilöllistä sijaintia. Yhtälössä β_0 on vakiotermi ja ε_i on virhetermi sijainnissa i . Alaindeksissä oleva sijainti (i) määritellään koordinaatein GIS-ohjelman avulla, jolloin kullakin kunnalla on yhtälössä omaa sijaintia vastaava

²² Englanniksi *Geographically Weighted Regression*.

alaindeksi. β_j täten määritellään sijainnin u_i mukaan ja voidaan esittää matriisissa seuraavasti:

$$(5) \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_0(u_{x1}, u_{y1}) & \beta_1(u_{x1}, u_{y1}) & \dots & \beta_j(u_{x1}, u_{y1}) \\ \beta_0(u_{x2}, u_{y2}) & \beta_1(u_{x2}, u_{y2}) & \dots & \beta_j(u_{x2}, u_{y2}) \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \beta_0(u_{xn}, u_{yn}) & \beta_1(u_{xn}, u_{yn}) & \dots & \beta_j(u_{xn}, u_{yn}) \end{bmatrix},$$

jossa n vastaa kuntien lukumäärää. Riveinä ilmaistu kunkin kunnan parametri voidaan tiivistää muotoon:

$$(6) \quad \hat{\beta}(i) = (X^T W_{(u_{xi}, y_{xi})} X)^{-1} X^T W_{(u_{xi}, y_{xi})} Y,$$

jossa $W_{(u_{xi}, y_{xi})}$ vastaa maantieteellisesti painotettua matriisia, toiselta muodoltaan $W(i)$:

$$(7) \quad \begin{bmatrix} W_{i1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & W_{i2} & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & \dots & W_{in} \end{bmatrix},$$

jossa W_{ij} ($j = 1, 2, \dots, n$) vastaa kunnan j saamaa painoarvoa mallissa, joka lasketaan kunnalle i . $W(i)$ lasketaan Gaussin mallisesta ydinfunktiosta²³, joka asettaa suuremman painoarvon kalibrointikohteen lähistöllä oleville havainnoille verrattuna kaukaisille havainnoille. Ydinfunktiolla on tässä tapauksessa etäisyysparametri²⁴, joka määrittelee ytimelle optimaalisen etäisyyden. Etäisyysparametri on epäsuoraan verrannollinen kalibrointikohteesta toisen kohteen – tässä tapauksessa toisen kunnan – etäisyyteen. Etäisyysparametrin olen laskenut R-ohjelman avulla AIC-menetelmää²⁵ hyödyntäen, jossa etäisyydeksi valikoituu lyhyin mahdollinen parametri. Kullekin viisivuotismallille laskin oman etäisyysparametrin, jota hyödynsin ainoastaan siinä mallissa, johon se oli sovitettu. GWR analyysissä kullekin kunnalle siis lasketaan oma PNS-menetelmään perustuva regressiomalli ja havainnot, jotka sijaitsevat maantieteellisesti lähellä kuntaa

²³ Englanniksi *kernel function*.

²⁴ *Bandwidth (bw)*.

²⁵ *Akaike information criterion*.

i , saavat mallissa suuremman painoarvon estimoitaessa kunnan parametria $\beta_j(u_i)$. (ks. esim. Wheeler & Paez 2010, 461–486; Li et al. 2013.)

Paikkatieto-ohjelmistoista Geoda ja QGIS toimivat apuvälineinä GIS-menetelmiin perustuvassa spatiaalisessa mallinnuksessa ja tulosten visualisoinnissa. Geodan avulla olen suorittanut autokorrelaatiotestin Suomen kuntakohtaisille kokonaishedelmällisyystilastoille. QGIS on toiminut työvälineenä luvussa 6 hyödyntämiini karttavisualisointeihin. Lisäksi olen sen avulla siirtänyt Tilastokeskukselta saamani kuntakohtaiset tiedot paikkatietopohjaisiksi, joka on mahdollistanut luvussa 7 käytetyn spatiaalisen analyysin.

5. Suomen sijoittuminen kansainvälisessä demografiakehityksen kentässä

Ennen paneutumista kansallisiin tilastovertailuihin on syytä tarkastella kansainvälistä kokonaishedelmällisyyden kehitystä ja sitä ympäristöä, johon Suomi on demografisen kehityksen osalta vuosina 1987–2017 kuulunut. Suomi lukeutuu kulttuurillisesti ja sosiaalitutkijärjestelmänsä osalta pohjoismaisten hyvinvointivaltioiden joukkoon, mutta EU-jäsenyys on yhdistänyt maamme voimakkaammin myös muuhun Eurooppaan. Aloitan analyysini tarkastelemalla maailman ja Euroopan kokonaishedelmällisyyttä ja vertailemalla Suomea muihin maihin demografisen kehityksen lisäksi myös sosioekonomisten tekijöiden osalta.

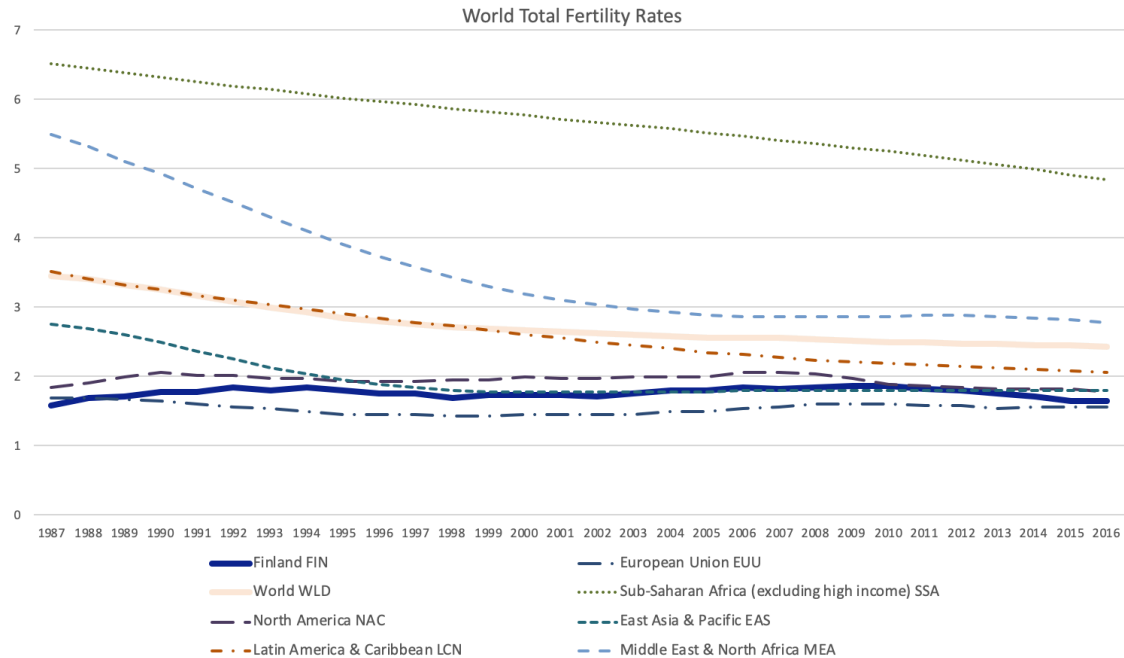
Mantereittain tarkasteltuna kokonaishedelmällisyyslukemat ovat viimeisen 30 vuoden aikana joko polkeneet paikallaan tai ne ovat olleet laskusuuntaisia.

Kehittymättömimmillä ja köyhimmillä alueilla syntyvyys on laskenut tasaisesti, jota voidaan pitää merkinä hyvinvoinnin ja elintason parantumisesta (Friedlander et al. 1999; Jain & Ross 2012). Etenkin Lähi-Idän ja Pohjois-Afrikan maissa laskusuunta on ollut jyrkkä vuosituhaten vaihteeseen tultaessa. Jos maailman kokonaishedelmällisyyden kehitys jatkuu samansuuntaisena, saattaa muutaman vuosikymmenen päästä koittaa tilanne, jossa maailman väestö ei enää lisäänn²⁶. Kuviosta 4 voi yleisen laskusuunnan lisäksi havaita, että eri alueiden

²⁶ Maailman TFR < 2,1.

kokonaishedelmällisyysasteet ovat viime aikoina konvergoituneet kohti tasoa, jolla maailman kehittyneimmät alueet ovat jo pidemmän aikaa olleet.

Kuvio 4: Maailman kokonaishedelmällisyys 1987–2017

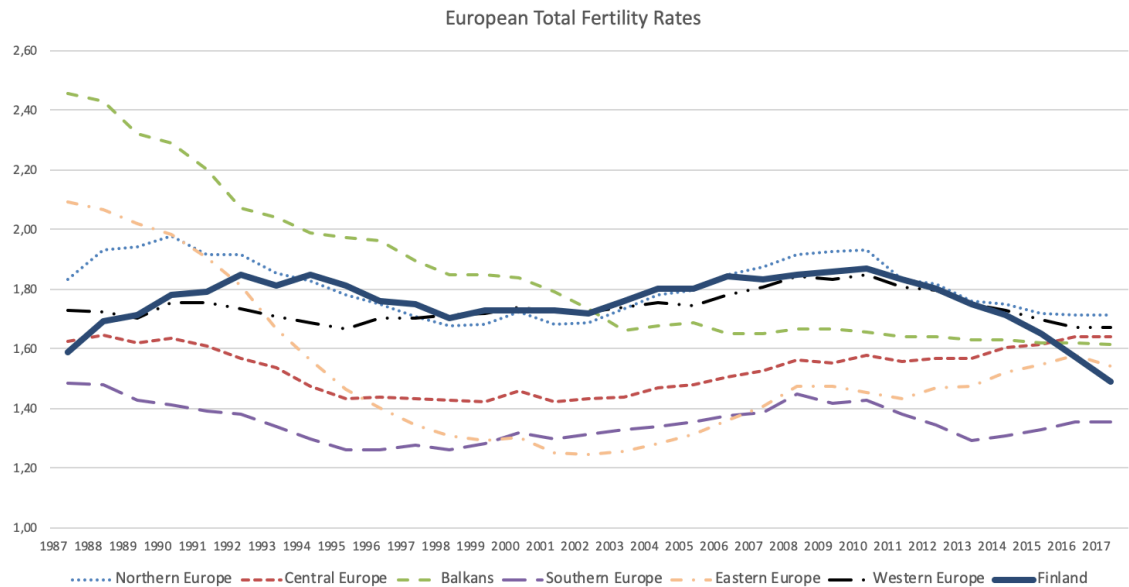


Lähde: Worldbank 2019

Toisen demografisen transition kulku on vaihdellut Euroopassa maantieteellisestä sijainnista ja poliittisesta tilanteesta riippuen (ks. Kuvio 5). Länsi-Euroopassa kokonaishedelmällisyysluku vakiintui 1970-luvulla ja 1980-luvulle tultaessa noin 1,6–1,8:n lapsen tasoon naista kohti. Etelä-Euroopan maissa kokonaishedelmällisyys taas voimakkaan 1980-luvulla nähdyn laskun jälkeen saavutti 1990-luvun alussa 1,2–1,4:n lapsen tason, jolle se on sittemmin jäänyt. Neuvostoliitossa ja Euroopan entisissä sosialistisissa maissa neuvostoaikaiset väestöpoliittiset toimenpiteet pitivät kokonaishedelmällisyyttä hieman muuta Eurooppaa korkeampina, kunnes se alkoi laskea 1980-luvun lopulta lähtien ja vajosi lopulta alle väestön uusiutumistason. (Ruokolainen & Notkola 2007, 89-92.) Sosialistisen järjestelmän hajottua periodikohtainen kokonaishedelmällisyys laski voimakkaasti ja 2000-luvulle tultaessa se oli näissä maissa vakiintunut noin 1,1–1,4:n lapseen naista kohti. Viime vuosina Itä-Euroopan ja Balkanin maiden kokonaishedelmällisyys näyttäisi kuitenkin nousseen lähelle eurooppalaista keskiarvoa. Vain Etelä-Euroopan maat ovat jääneet

keskimääräisissä kokonaishedelmällisyystilastoissa tasolle, jota pidetään poikkeuksellisen alhaisena²⁷.

Kuvio 5: Kokonaishedelmällisyys Euroopassa 1987–2017²⁸



Lähde: Worldbank 2019

Suomi sijoittuu eurooppalaisittain Pohjoismaiden ryhmään, jonka kokonaishedelmällisyystaso on pysynyt verrattain vakaana 1970-luvulta lähtien. Pohjoismaista hyvinvointivaltiota on kiiteltu muun muassa sen perhevapaista ja sukupuolten välisestä tasa-arvosta, jonka on katsottu helpottavan perheellistymistä. Ensisynnyttäjien ikä on kuitenkin noussut 30 ikävuoteen, ja yhtenä syynä tähän pidetään opiskeluajan pidentymistä. Ensisynnyttäjien keski-ikä nousemalla lastenhankintaan jää luonnollisista syistä²⁹ aiempaa vähemmän aikaa, jolloin toteutunut lapsimäärä jää entistä alhaisemmaksi. Periodikohtaiseen kokonaishedelmällisyyteen ensisynnyttäjien keski-ikä hetkellinen nousu vaikuttaa laskusuuntaisesti, vaikka kohorttikohtaisissa arvoissa ei olisi tapahtunut mitään muutoksia. (Bongaarts 2003.) Tämä johtuu hedelmällisyyden eri laskentamenetelmistä, joita käsitellään luvussa 2.

²⁷ Englanniksi "Lowest-low fertility", jossa TFR < 1,3 (Kohler, Billari, & Ortega, 2002).

²⁸ Aluejaot perustuvat allekirjoittaneen omaan luokitteluun. Alueiden lukemat koostuvat väestöpainottamattomista keskiarvoista: **Northern Europe**: Denmark, Estonia, Finland, Iceland, Norway, Sweden; **Central Europe**: Austria, Czech Republic, France, Germany, Switzerland; **Balkans**: Bosnia & Herzegovina, Croatia, Albania, Kosovo, North Macedonia, Montenegro, Slovenia; **Southern Europe**: Greece, Italy, Portugal, Spain; **Eastern Europe**: Belarus, Hungary, Lithuania, Latvia, Poland, Slovak Republic, Ukraine; **Western Europe**: Belgium, Ireland, Luxembourg, Netherlands, United Kingdom.

²⁹ Naisten saavuttaessa yli 40 vuoden iän, keskenmenot ja muut raskauteen liittyvät komplikaatiot yleistyvät merkittävästi. (Andersen et al. 2000).

Pohjois-Euroopan tarkempi vertailu (ks. Kuvio 6) osoittaa, että Suomen kokonaishedelmällisyysluvut ovat pysyneet pohjoismaisen keskiarvon tuntumassa pitkälti koko tarkasteluajanjakson. Kokonaishedelmällisyyden vaihteluun on liittynyt jaksoittaisia nousu- ja laskusuhdanteita, joista huolimatta Suomen lähipiiriin kuuluvat Pohjois-Euroopan maat ovat kokonaishedelmällisyyslukemien suhteen konvergoituneet hyvin lähelle toisiaan (Monstad et al. 2008). Suomessa, Norjassa ja Islannissa on kuitenkin vuoden 2010 jälkeen koettu aiempaa pidempi kokonaishedelmällisyyden laskukausi, joka ei ole toistaiseksi muuttanut suuntaansa.

Viron kokonaishedelmällisyyslukuja tarkastelemalla voi huomata konvergoitumista kohti Pohjoismaista hedelmällisyyskäyttäytymistä. Maa koki demografisen mullistuksen kaikkien itäblokin maiden tapaan Neuvostoliiton romahtaessa, mutta 2000-luvulle tultaessa sen kokonaishedelmällisyyslukemat pomppasivat miltei muiden pohjoismaiden tasolle. Viime vuosien aikana Viron voidaan katsoa liittyneen kokonaishedelmällisyysmekanismien osalta Pohjoismaiden ryhmään. (Andersson et al. 2009; Jalovaara et al. 2019.)

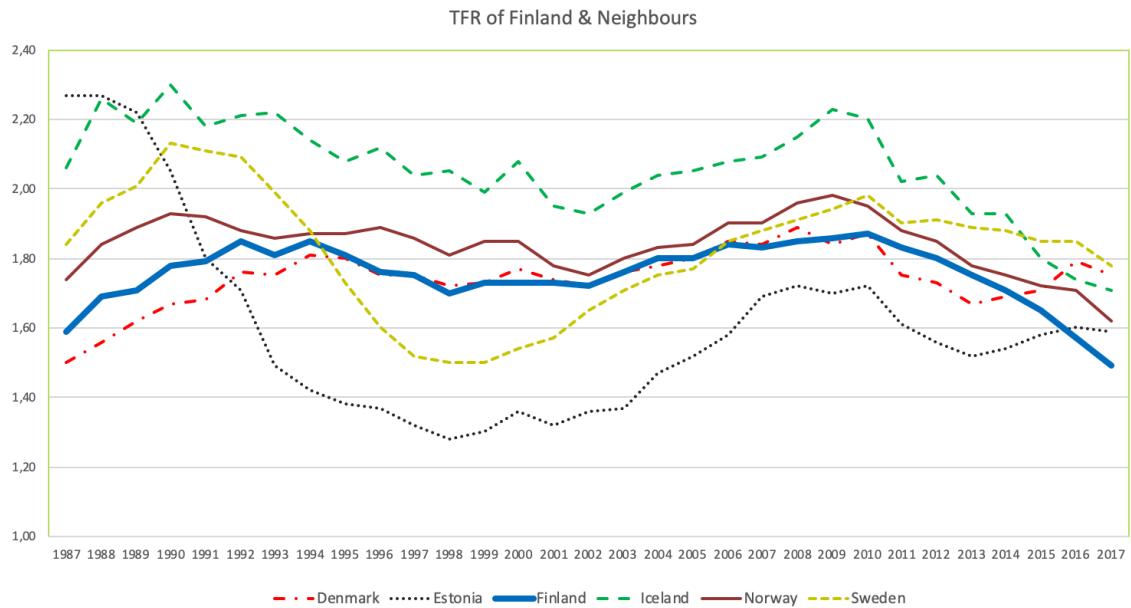
Vaikka Pohjoismaissa on viimeisten 30 vuoden aikana nähty melko tasaisia kokonaishedelmällisyyslukemia, on vaihteluita silti esiintynyt. Oikeastaan kaikissa Pohjoismaissa kokonaishedelmällisyys laski 1990-luvun aikana ja kääntyi nousuun vuosituhaten vaihteen tienoilla. 2010-luvulla trendi on jälleen ollut yleisesti katsottuna laskusuuntainen. Kymmenvuosittaiset tendenssit Pohjoismaisittain ovat olleet yleisiä, mutta yhteneväistä kymmenvuotista sykliä on vaikea löytää muilta Euroopan alueilta. Länsi-Euroopan maissa ei ole nähtävissä 1990-luvun laskukautta, vaan kokonaishedelmällisyys on pysynyt siellä 1,7 tuntumassa 80-luvulta 2000-luvun ensimmäisen vuosikymmenen puoleen väliin. Keski-Euroopassa taas laskua oli 1990-luvulla havaittavissa Pohjoismaiseen tapaan, mutta 2000-luvun taitteessa nähty positiivinen käänne on jatkunut käytännössä 2010-luvun loppupuolelle saakka. Itä-Euroopan ja Balkanin maiden kokonaishedelmällisyysasteen kulku taas näyttää melko yhteneväisiltä, vaikkakin Itä-Euroopassa 80-luvun lopulta 2000-luvulle jatkunut sukellus oli reilusti Balkanin maita jyrkempi. Itä-Euroopassa

kokonaishedelmällisyysaste on kuitenkin kohonnut³⁰ huomattavasti 2000-luvun alusta, eikä kummankaan alueen voida sanoa poikkeavan nykyisestä Euroopan keskivertohedelmällisyydestä.

Ainoastaan Etelä-Euroopan maat ovat jääneet poikkeuksellisen alhaiselle tasolle kokonaishedelmällisyysasteen osalta. Näissä maissa kokonaishedelmällisyys on pysynyt melko johdonmukaisesti 1,3 asteen tuntumassa, jota pidetään poikkeuksellisen alhaisena tasona koko maailman mittakaavassa. (Kohler et al. 2002.) Hieman hämmästyttävästi juuri Etelä-Euroopan kokonaishedelmällisyysasteen kehitys näyttää kaikista yhteneväisimmältä Pohjoismaiden kanssa viimeisen 30 vuoden aikana. Siellä nousu- ja laskusuhdanteet ovat osuneet samoihin kymmenvuosittaisiin ajanjaksoihin. Etelä-Euroopan ja Pohjoismaiden kulttuurilliset piirteet ja perhe-elämän dynamiikka ovat kuitenkin perinteisesti olleet hyvin kaukana toisistaan, joten niistä on melko vaikea lähteä hakemaan yhtäläisyyksiä kokonaishedelmällisyysasteessa tapahtuneiden muutosten osalta (Ferrera 1996; Reher 1998). Varsinaisesta konvergoitumisesta ei myöskään ole kyse, sillä ero Pohjoismaiden ja Etelä-Euroopan kokonaishedelmällisyydessä on pysynyt melko vakaana. Ainoastaan Suomi on viime vuosien laskun johdosta lähentynyt Etelä-Euroopan maita kokonaishedelmällisyydessä ja liikkunut ulos muiden Pohjois-Euroopan maiden ryhmittymästä.

³⁰ Vrt. "fertility rebound" (Luci & Thevenon 2010).

Kuvio 6: Kokonaishedelmällisyys Pohjois-Euroopassa 1987–2017



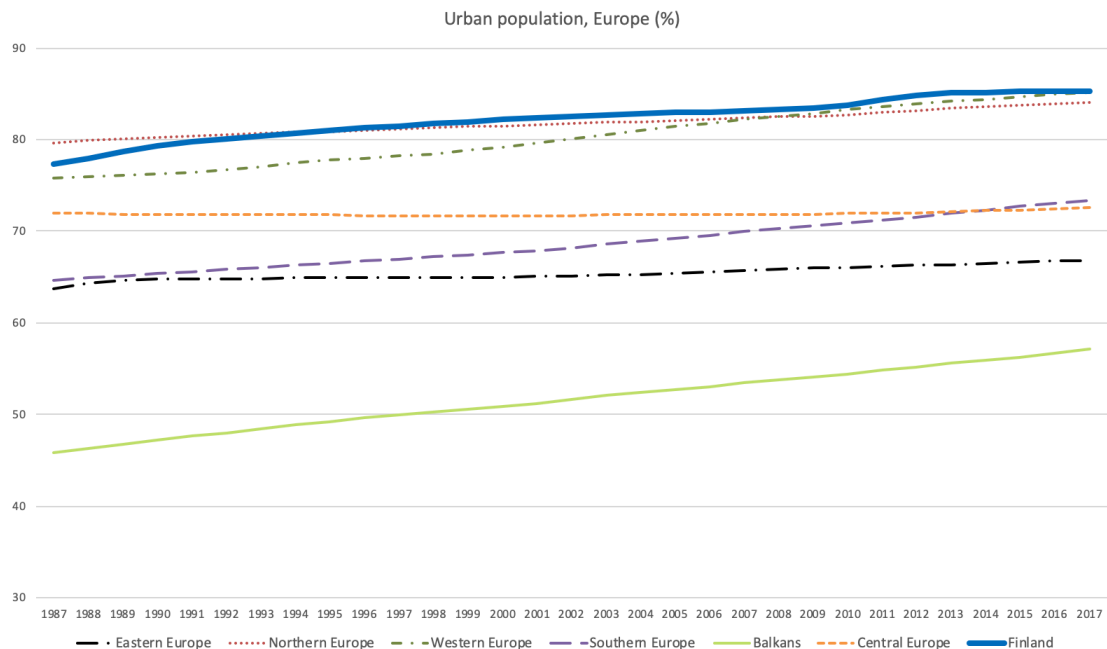
Lähde: Worldbank 2019

Tim Dysonin teorian mukaan demografisen transition kulkuprosessin päässä hämmöttää kaupungistunut, kouluttautunut ja ikääntynyt väestörakenne (Dyson 2010, 3–31). Seuraavaksi tarkastelen näitä kansallisia elinolosuhteisiin vaikuttavia ja demografisen transition kulkua kuvaavia muuttujia Euroopan tasolla ja pyrin havainnollistamaan Dysonin teoriaan pohjautuvan kulkuprosessin vaiheita kussakin Euroopan maantieteellisessä kolkassa. Euroopan sisäiset aluejaot ovat yhtäläisiä edellisten ryhmittelyjen kanssa, joka toivon mukaan helpottaa vertailua maantieteellisten sosioekonomisten olosuhteiden välillä.

Euroopassa kaupungistumisaste on ollut nousussa kaikilla alueilla aikavälillä 1987–2017 (ks. Kuvio 7). Keski-Euroopan ja Itä-Euroopan kaupungistumistasen kehitys on ollut melko tasaista, mutta maltillista nousua on niilläkin alueilla havaittavissa. Balkanin alueella sijaitsevat maat ovat kaupungistumisen osalta selvästi muuta Eurooppaa jäljessä, ja niiden kaupungistumistasen kohoaminen on ollut prosentuaaliselta osuudeltaan kaikkein voimakkainta. Tästä voisi päätellä demografisen transition olevan siellä kaikkein kehittymättömmässä vaiheessa eurooppalaisittain tarkasteltuna. Pohjois- ja Länsi-Euroopassa kaupungistumisaste kohoaa yhä, mutta näillä alueilla nousu ei voi enää jatkua kovin pitkään, sillä lukuarvo lähentelee kummassakin jo 90 prosentin (%) tasoa. Belgia on Euroopan kaupungistunein maa,

siellä kaupungistumisaste on ollut yli 96 prosenttia (%) jo 80-luvulta lähtien. Suomessa kasvukäyrä on ollut nousujohteinen, ja kaupungistumisen kehittyminen mukailee pohjoiseurooppalaista linjaa.

Kuvio 7: Kaupungistumisaste Euroopassa 1987–2017³¹



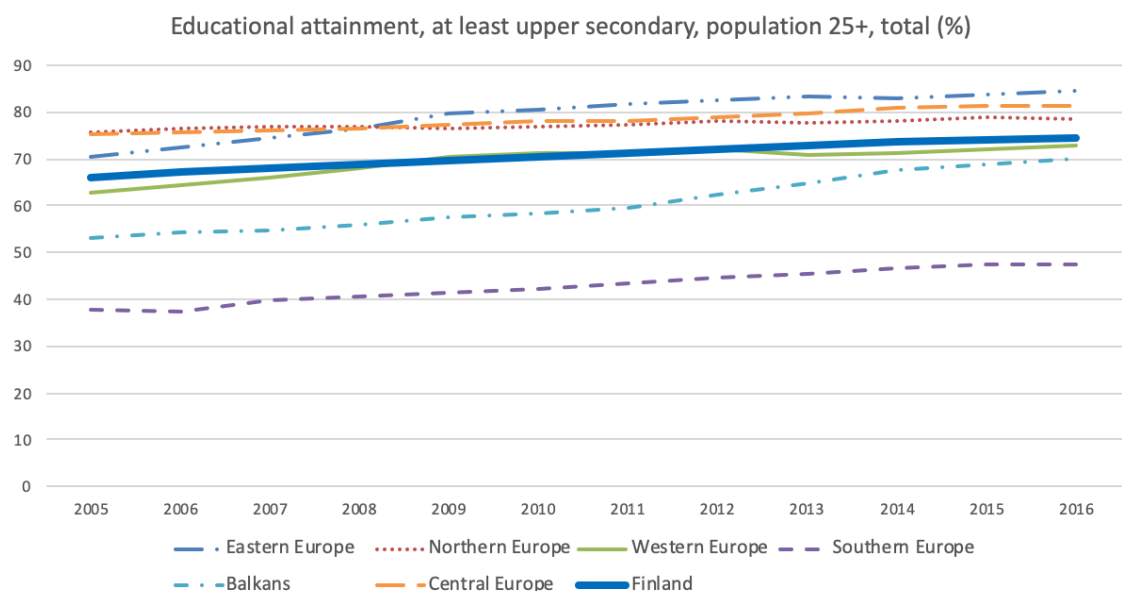
Lähde: Worldbank 2019

Koulutusasteen mittaukset perustuvat vasta vuodesta 2005 alkaviin estimaatteihin. Koulutusastetta kuvaavat lukemat vastaavat jokseenkin suomalaista lukiokoulutusta. Koulutustasoa vertailtaessa kansainvälisesti on syytä muistaa, että eri maissa sovelletaan hyvin paljon toisistaan poikkeavia opintopolkuja. Tästä johtuen koko Euroopan laajuista yhteneväistä koulutusindikaattoria on vaikea löytää ja sen luominen vaatii lukujen estimointia. Olen käyttänyt Kuviossa 8 Maailmanpankin tilastoja ja lineaarisesti interpoloinut puuttuvia lukemia alueellisten keskiarvojen havainnollistamiseksi. Lukemat tulee tästä syystä ottaa suuntaa-antavina eikä niiden pohjalta tule tehdä muita kuin varovaisia johtopäätelmiä. Koulutuskeskiarvoista ilmenee kuitenkin muutamia mainitsemisen arvoisia huomioita: Kaikkialla Euroopassa koulutuksen määrä yli 25 vuotiaiden keskuudessa on noussut. Kaupungistuneimmillakin alueilla koulutusaste on jatkanut nousuaan niin, että 2010-luvulla toisen asteen koulutuksen omaa jo yli 80 prosenttia (%) yli 25-vuotiaista. Keski-Euroopassa, jossa

³¹ Keskiarvot perustuvat Kuvion 5 aluejakoihin. Maailmanpankin aineistosta puuttuu Kosovon kaupungistumisaste, joten maata ei ole sisällytetty keskiarvolaskelmiin.

kaupungistumisasteen kehitys näyttää jääneen hieman yli 70 prosenttiin (%), koulutusasteen kehitys on myös jatkanut nousuaan. Etelä-Eurooppa loistaa tilastoissa koulutuksen kannalta reilusti jäljessä muusta Euroopasta. Sielläkin koulutus on tarkasteluajanjaksolla yleistynyt, mutta lähtötaso on ollut alhaisempi kuin muualla, eikä nousu ole tästä huolimatta ollut muita Euroopan alueita jyrkempää. Balkanin alueella kehitys on 2010-luvulla ollut koulutuksen osalta hyvin voimakasta. Yksittäisistä maista nostettakoon Bosnia ja Hertsegovina, jossa toisen asteen koulutuksen omaavien kansalaisten määrä yli 25-vuotiaiden keskuudessa nousi kolmessa vuodessa (2011–2014) 32 prosentista (%) 60 prosenttiin (%). Näin suureen harppaukseen lyhyessä ajassa saattaa tosin vaikuttaa mittausmenetelmienkin muuttuminen. (Worldbank 2019.)

Kuvio 8: Koulutusasteen kehitys Euroopassa 2005–2016; Vähintään lukiokoulutuksen omaavat yli 25-vuotiaat



Lähde: Worldbank 2019. Puuttuvat vuodet ovat estimoitu maittain lineaarisesti interpoloiden arvot tiedossa olevien lukemien väliin³²

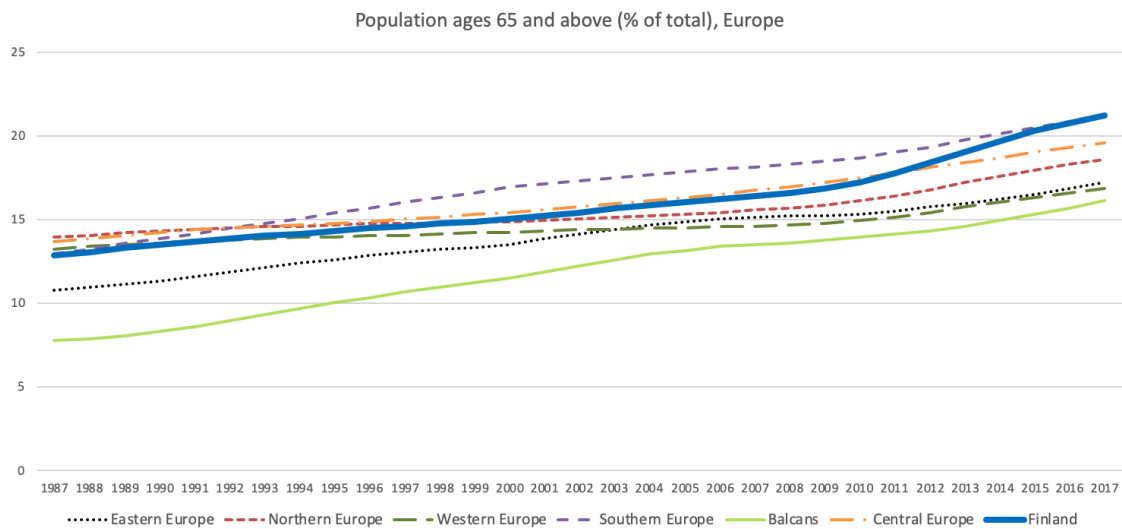
Koulutusasteen kehityksen voisi eurooppalaisittain tiivistää siihen, että joitain Etelä-Euroopan maita lukuun ottamatta peruskoulutuksen jälkeisen jatkokoulutuksen arvostus on yleisesti ottaen korkealla eikä sen hiipumisesta ole minkäänlaisia merkkejä. Kansantaloudellisesta näkökulmasta katsottuna koulutusurien pidentymisen ei pitäisi

³² Keskiarvot perustuvat Kuvion 5 aluejakoihin. Maailmanpankin aineistosta puuttuvat Islannin, Ukrainan, Pohjois-Makedonian, Kosovon ja Valko-Venäjän koulutustiedot vuodesta 2005 eteenpäin. Nämä maat siten puuttuvat keskiarvolaskelmista.

olla yllättävää. Suuri osa elintasokehityksestä on rakentunut kasvavan ja kehittyvän tietotaidon varaan. Koulutustuista ja muista sosiaalimenoista karsivien maiden tulevaisuuden ei voida ennustaa olevan ruusuinen. (Lindert 2004, 222–223.)

Väestön ikääntyminen on luontainen seuraus kokonaishedelmällisyyden laskusta, mutta sitä voimistavat alhaisen syntyvyyden lisäksi toisen maailmansodan jälkeiset suuret ikäluokat, jotka ovat 2010-luvulla saavuttaneet eläköitymisiään. 2010-luvun taitteessa onkin havaittavissa ikääntymisen kiihtymistä koko Euroopan tasolla (ks. Kuvio 9), mutta Suomen poikkeuksellisen jyrkästi nousevaa ikääntymistä ei voi olla panematta merkille. Suomi on ikääntynyt reilusti muita Pohjois-Euroopan maita nopeammin 2010-luvulla ja erkaantuminen on havaittavissa jo 2000-luvulta alkaen. Muita naapurimaita ripeämmin laskenut syntyvyys yhdistettynä poikkeuksellisen suurten ikäluokkien siirtymiseen yli 65-vuotiaiden joukkoon aiheuttaa Suomen irtaantumisen muusta Pohjois-Euroopan maiden keskiarvosta. Vuonna 2017 Suomea ikääntyneempi väestö oli Euroopan maista ainoastaan Italiassa, Portugalissa ja Saksassa. Balkanin maat ovat eurooppalaisittain nuorimmasta päästä, mutta niiden ikääntyminen on ollut erityisen vauhdikasta, eivätkä alueen maat merkittävästi poikkea muista eurooppalaisista lukemista enää 2010-luvun jälkipuoliskolla. Väestön ikääntymisen voisi vetää yhteen toteamalla, että trendi on kaikissa Euroopan kolkissa ollut hyvin saman kaltainen viimeisten 31 vuoden aikana. Muutamissa maissa ikääntyminen on kuitenkin 2010-luvulla ollut muita maita vauhdikkaampaa.

Kuvio 9: 65+ vuotioiden osuus muusta väestöstä Euroopassa 1987–2017³³



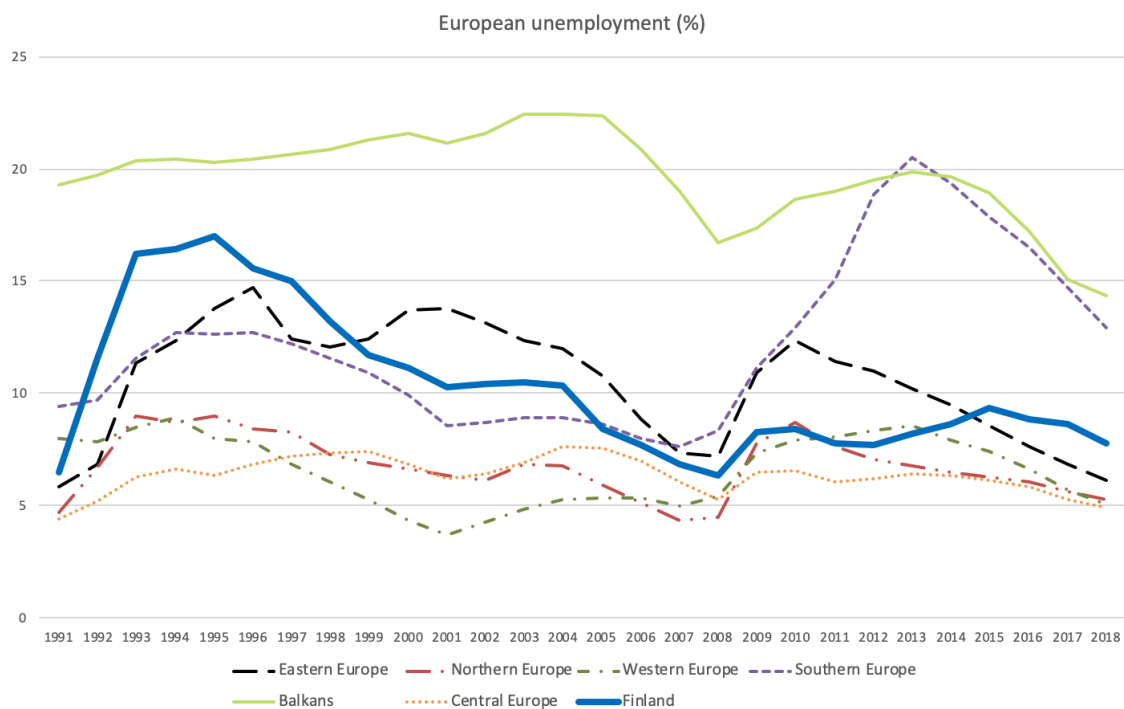
Lähde: Worldbank 2019

Pohdintaa työttömyyden ja taloudellisten laskusuhdanteiden negatiivisista vaikutuksista kokonaishedelmällisyyteen löytyy tutkimuskirjallisuudesta runsaasti (Goldstein et al. 2013; Hiilamo 2017; Örsäl & Goldstein 2018). Positiivisen taloustilanteen mukanaan tuoman kohonneen työllisyyden on havaittu nostavan hedelmällisyyttä etenkin ensisynnyttäjien keskuudessa (Sobotka et al. 2011). Toisaalta vastakkaisiakin näkemyksiä työttömyyden ja hedelmällisyyden korreloinnista on esitetty (vrt. Pifarré i Arolas 2017) riippuen tarkastelun alla olevista ikäryhmistä ja työttömyyden luonteesta. Työttömyyden kehitys on yhteisestä talousalueesta ja maantieteellisistä yhteyksistä johtuen ollut eurooppalaisittain yleensä samansuuntaista (ks. Kuvio 10). Balkanin alueen työttömyyslukemat ovat tosin olleet reilusti muuta Eurooppaa korkeammalla tasolla, mutta 2010-luvun aikana näiden maiden työttömyys on laskenut runsaasti asettuen samalle tasolle Etelä-Euroopan maiden kanssa. Nämä kaksi aluetta omaavat reilusti muuta Eurooppaa heikommat työttömyyslukemat, mutta Etelä-Euroopan maiden tilanne on heikentynyt voimakkaasti vuoden 2008 laman jälkeen, kun taas Balkanin alueella laman vaikutukset olivat verrattain lyhyet. Voimakkaalta työttömyydeltä ovat välttyneet koko tarkasteluajanjaksolla suurin osa maista, jotka lukeutuvat Keski-, Länsi- ja Pohjois-Eurooppaan. Näiden alueiden maista vain Ranskalla, Irlannilla, Suomella ja Virolla on ollut vuosia, joina työttömyys on kohonnut yli 10 prosentin (%). Kuten väestön ikääntymisessä, myös työttömyydessä Suomi poikkeaa voimakkaasti muista

³³ Keskiarvot perustuvat Kuvion 5 aluejakoihin. Maailmanpankin aineistosta puuttuu Kosovon kaupungistumisaste, joten maata ei ole sisällytetty keskiarvolaskelmiin.

Pohjois-Eurooppaan kuuluvista maista. Suomessa 90-luvun lama koettiin poikkeuksellisen voimakkaasti, ja Suomi ja Viro nostivat alueen työttömyyskeskiarvoa myös 2000-luvun alussa. 2008 laman jälkimainingeissa työttömyyslukemat olivat Pohjoismaissa hyvin samalla tasolla, mutta Virossa lama aiheutti hetkellisesti yli 16 prosentin (%) työttömyyden³⁴. 2010-luvulla Suomen verrattain korkeat työttömyysluvut eivät ole pudonneet naapurimaiden tapaan.

Kuvio 10: Työttömyyden kehitys Euroopassa 1991–2018³⁵



Lähde: Worldbank 2019

Dysonin transitioteoriaan peilaten yksikään Euroopan maa ei näytä vielä 2010-luvulla täysin saavuttaneen demografisen transition toista päättä. Länsi-Euroopassa ollaan urbanisaation kannalta pisimmällä, mutta Pohjois- ja Etelä-Euroopassa nähdään paikoitellen ikärakenteeltaan reilusti vanhempaa väestöä. Sekä koulutusluvut että väestön ikääntyminen näyttävät kaikilla alueilla olevan yhä lisääntymässä, ja ennen kehitystrendin loppua on vaikea alkaa puhua ”post-transitiollisesta” aikakaudesta.

³⁴ Vuonna 2010.

³⁵ Keskiarvot perustuvat Kuvion 5 aluejakoihin. Maailmanpankin aineistosta puuttuu Kosovon kaupungistumisaste, joten maata ei ole sisällytetty keskiarvolaskelmiin.

Tässä luvussa olen käsitellyt maailmanlaajuisia kokonaishedelmällisyyslukemia ja keskitytty Euroopan sisäiseen sosioekonomiseen tilanteeseen. Tarkasteltavana on ollut muutamia kokonaishedelmällisyysasteeseen potentiaalisesti vaikuttavia, yhteiskunnallisesti suuria, rakenteellisia muuttujia. Euroopan sisällä kokonaishedelmällisyyslukemat ovat viimeisen 30 vuoden aikana laskeneet ja asettautuneet alhaisemmalle tasolle, jolla ne 1980-luvulla olivat. Alueellisesti kokonaishedelmällisyyden kehitys on Euroopassa vaihdellut, mutta saman suuntaisia trendejä on myös ollut havaittavissa. 1990-luvun alussa kokonaishedelmällisyys laski miltei kaikkialla Euroopassa ja 2000-luvun alkuvuosina kokonaishedelmällisyysaste taas oli eurooppalaisittain yleisesti nousujohteinen.

Hämmästyttävästi Pohjois-Euroopan ja Etelä-Euroopan maat ovat 1990-luvun alusta alkaen jakaneet kokonaishedelmällisyysasteen saralla hyvin saman tyyppisen kehityspolun. Etelä-Euroopan maat ovat tosin johdonmukaisesti pysytelleet noin 0,3 yksikköä alhaisemmalla tasolla vuosina 1987–2017, mutta yhtenäinen sykli nousujen ja laskujen suhteen on havaittavissa. Kulttuurillisesti Etelä- ja Pohjois-Eurooppa mielletään melko kauaksi toisistaan, mutta yhtäläisyyksiäkin kannattaa etsiä. Työttömyyden saralla Etelä-Euroopan tilanne on heikoin koko Euroopassa, etenkin kun huomioi 2008 finanssikriisin aiheuttaman jyrkän työttömyyspiikin. Nuorten työelämään pääsyn kannalta kehitys on ollut siellä erityisen raju 2010-luvulla. Kun yhtälöön lisää heikon koulutusasteen verrattuna muuhun Eurooppaan, alkavat syyt hankalalle perheenperustamiselle olla koossa. Pohjois-Euroopassa ja Suomessa taas koulutusaste on korkealla tasolla ja työllisyysasteikin hyvällä mallilla. Kuitenkin väestön ikääntyminen on selvästi havaittavissa ja kaupungistumisaste on Euroopan korkeimmalla tasolla.

Etelä-Euroopan ja Suomen yhtenevälle kokonaishedelmällisyysasteen kehitykselle ei suoranaista yhteyttä löydy, mutta kummallakin alueella on havaittavissa tekijöitä, jotka potentiaalisesti hankaloittavat perheellistymistä ja selittävät kokonaishedelmällisyysasteen laskua. Syyt laskulle ovat mitä todennäköisimmin moninaiset, mutta lopputulos näyttää alueiden välillä saman suuntaiselta. Yleisesti Euroopan kokonaishedelmällisyyslukemat ovat vuosina 1987–2017 konvergoituneet kohti toisiaan, joka indikoi elinolosuhteiden lähentymistä.

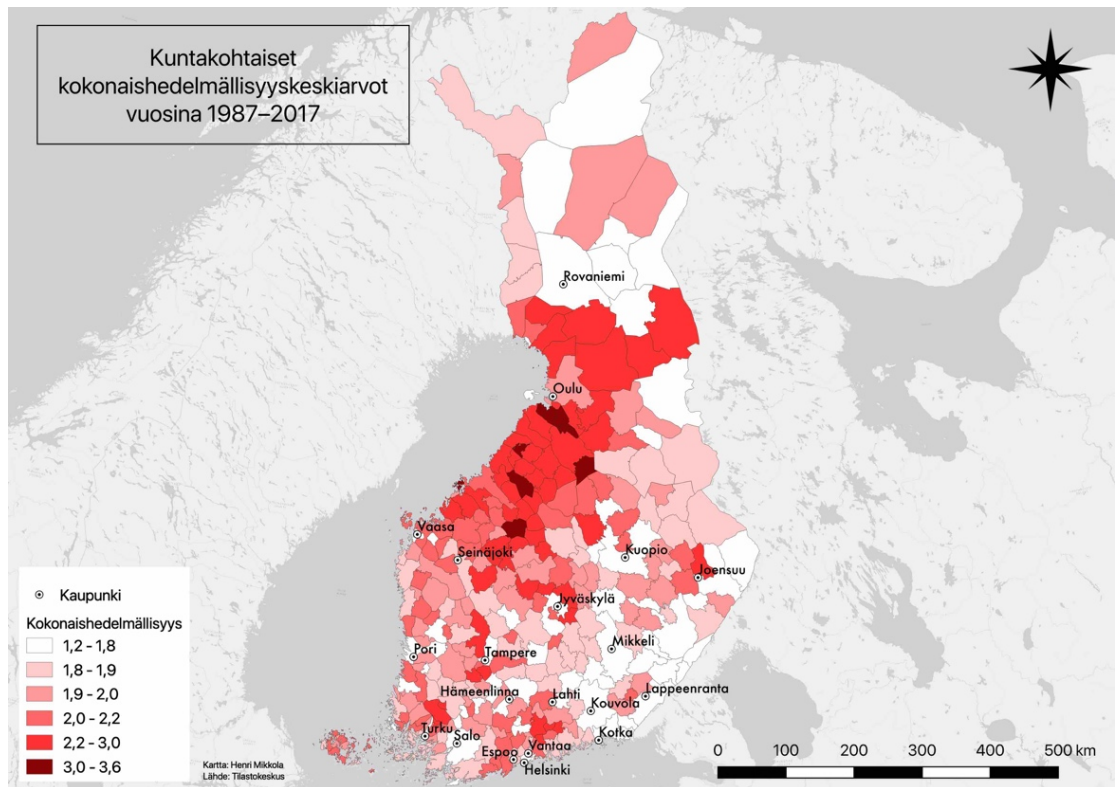
6. Suomen kokonaishedelmällisyyteen vaikuttavat tekijät

Tässä luvussa käsittelen tarkemmin sosioekonomisten tekijöiden ja kokonaishedelmällisyyyslukemien välisiä mekanismeja. Edellisestä luvusta syvennyn Suomeen ja 311 kunnan tarkastelualueeseen. Lähden purkamaan Suomen kokonaishedelmällisyystilastoja paikantamalla aluksi korkean ja matalan hedelmällisyyden alueita. Siirryn sen jälkeen avaamaan tarkastelun kannalta olennaisia taustasyitä kunkin regressiomalliin sisälletyn selittävän muuttujan valinnalle. Tämän jälkeen analysoin paneelidatan avulla saatuja regressiotuloksia ja pohdin kunkin muuttujan vaikutusta kokonaishedelmällisyyteen yksilöllisesti.

Kuviosta 11 saa käsityksen kokonaishedelmällisyyyslukujen alueellisista eroista Suomessa tarkastelemallani aikavälillä. Olen laskenut vuosien 1987–2017 keskiarvot kunkin kunnan periodikohtaisista kokonaishedelmällisyyyslukemista ja havainnollistanut ne siten, että kuhunkin värikkäisyyden sisältyy yhtä suuri määrä kuntia sillä poikkeuksella, että jaoin korkeimman kokonaishedelmällisyyden kategorian kahteen havainnollistaakseni kunnat³⁶, joissa syntyvyys on ollut poikkeuksellisen suurta. Nämä kunnat ovat väestömäärältään kaikki muutaman tuhannen asukkaan kuntia, kun taas väestömäärältään suurimmat Helsinki, Turku ja Tampere kuuluvat kaikki viiden pienimmän kokonaishedelmällisyyskeskiarvon omaavan kunnan joukkoon. Pohjanmaan ja Kainuun seudulla näyttäisi vuosien 1987–2017 keskiarvolla tarkasteltuna syntyvän eniten lapsia Suomessa. Suurimmassa osassa näiden maakuntien kunnista naiset synnyttävät keskimäärin yli kaksi lasta hedelmällisen ikänsä aikana. Kaakkois-Suomessa taas suurin osa kunnista on sellaisia, joissa kokonaishedelmällisyys on luokkaa 1,8 tai vähemmän. Myös väkirikkaimmissa kunnissa kokonaishedelmällisyyskeskiarvot ovat olleet muuhun maahan verraten alhaisella tasolla.

³⁶ Luoto, Merijärvi, Sievi, Perho, Lumijoki, Tyrnävä, Pyhäntä ja Liminka; Kokonaishedelmällisyyskeskiarvo vuosina 1987–2017 > 3,0.

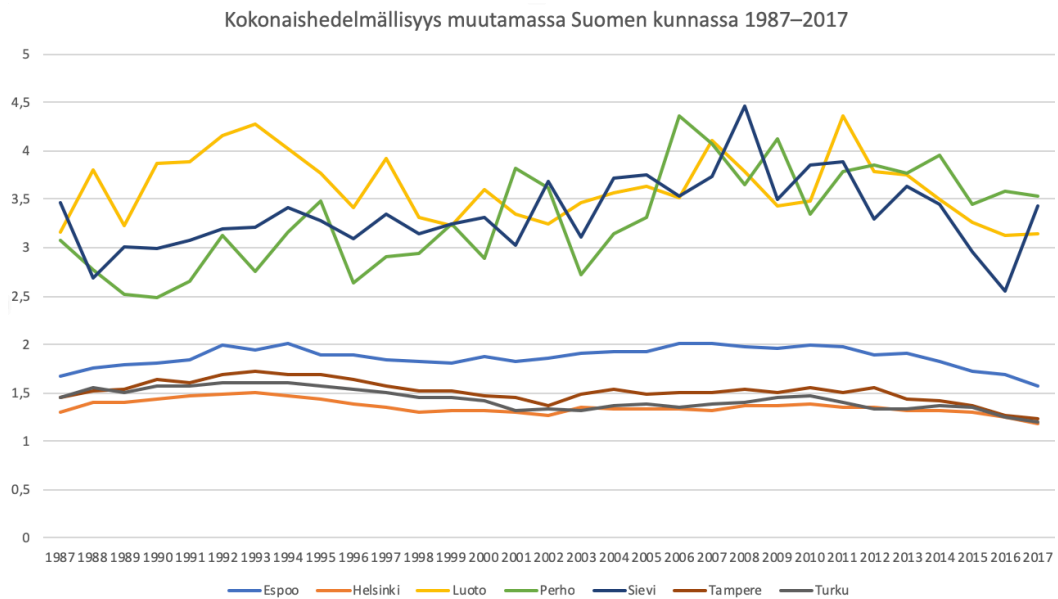
Kuvio 11: Kokonaishedelmällisyyskeskiarvo Suomen kunnissa 1987–2017



Lähde: Tilastokeskus 2018

Kuviosta 12 näkee kokonaishedelmällisyyslukemien muutoksen ajassa eräissä suurimmat ja pienimmät kokonaishedelmällisyyslukemat omaavissa kunnissa. Kokonaishedelmällisyyden voimakas heilahtelu vuosittain johtuu kunnan pienestä väestömäärästä. Satunnaisvaihtelut syntyneiden määrässä vaikuttavat luonnollisesti vuosittaisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin muutaman tuhannen asukkaan kunnassa enemmän kuin yli 100 000 asukkaan kunnissa. Väestömäärältään suurissa kunnissa kokonaishedelmällisyysluvut ovat liikkuneet tasaisemmin tarkasteluajanjaksolla, vaikka pieniä eroja ja trendejä onkin havaittavissa.

Kuvio 12: Kokonaishedelmällisyyden tason vaihtelua Suomessa



Lähde: Tilastokeskus 2018

Väestöltään suurten ja pienten kuntien väliset erot tulevat hyvin esiin Kuvioista 12. Pohjanmaalla sijaitsevat Perho, Luoto ja Sievi kuuluvat selvästi omaan tiiviiseen ryhmittymäänsä, ja ovat kokonaishedelmällisyyden saralla kaukana Etelä-Suomen suurkaupungeista Helsingistä, Turusta, Tampereesta ja Espoosta. Espoo erottautuu muista kaupungeista, mutta omaa saman suuntaiset kehitystrendit Helsingin ja muiden suurten kaupunkien kanssa. Syy Espoon johdonmukaisesti korkeammalle kokonaishedelmällisyydelle on sen sijainti Helsingin vieressä. Edullisemmat asuinneliöt ja hyvät liikenne yhteydet tekevät suurten kaupunkien lähialueista houkuttelevia kohteita suurempia asuntoja etsiville lapsiperheille (Bergsvik 2019; Kulu & Boyle 2009; Yi & Zhang 2010). Helsingin naapurikunnissa Vantaalla (1,83)³⁷ ja Sipoossa (2,01) kokonaishedelmällisyys on kulkenut likimain samoissa lukemissa Espoon (1,87) kanssa. Muuallakin Suomessa toistuu sama ilmiö – väkirikkaimpien kuntien³⁸ naapurikunnissa kokonaishedelmällisyys on keskuskuntaa korkeammalla tasolla, jos tarkastellaan keskiarvoja vuosilta 1987–2017. Kouvolan (1,70) ja Lappeenrannan (1,66) kohdalla edellä mainittu kaava murtuu³⁹, mutta niistä kumpikin ovat maantieteellisesti suuria, jolloin asukastiheys kyseisissä kunnissa pysyy matalalla tasolla.

³⁷ Kokonaishedelmällisyyden keskiarvo vuosilta 1987–2017.

³⁸ TFR väestörikkaimmissa kunnissa: Helsinki (1,36), Tampere (1,52), Turku (1,43), Oulu (1,95), Jyväskylä (1,67), Lahti (1,62), Kuopio (1,63).

³⁹ Lappeenrannan naapurikunnassa Imatralla (1,61) on matalampi TFR; Kouvolan naapurikunnista Heinolassa (1,64), Haminassa (1,70) ja Kotkassa (1,69) on matalampi TFR verrattuna keskuskuntaan.

6.1 Sosioekonomisten tekijöiden ja kokonaishedelmällisyyden väliset suhteet

Taloustieteilijät mielellään mittaavat yhteiskunnallisia ilmiöitä taloudellisten kannustimien avulla. Useaan kokonaishedelmällisyyttä tarkastelemaan malliin onkin lisätty selittäväksi muuttujaksi taloudellista tilaa kuvaava indikaattori. Hyödynnän omassa tarkastelussani Tilastokeskuksen laatimaa Asuntoväestö tulokymmenyksittäin ja kunnittain -tilastoaineistoa tarkastelemalla sekä alimpaan että ylimpään tulokymmenykseen kuuluvan asuntoväestön suhteellista osuutta kussakin kunnassa. Korkeatuloiset työpaikat sijoittuvat Suomessa pääsääntöisesti etelän kaupunkeihin ja kasvukeskuksiin, joissa on myös matalat syntyvyystilastot. Perinteisten työnjaon mukaan naiset ovat olleet päävastuussa lastenkasvatuksesta, jolloin jälkikasvuun käytetty aika on ollut pois ensisijaisesti äitien muihin aktiviteetteihin käyttämästä ajasta. Lasten ”hintaa” muodostuu täten pitkälti naisten hoivaamiseen käyttämästä ajasta, jonka vuoksi he ovat joutuneet tekemään valinnan perhe-elämän ja työuran välillä. (Friedlander et al. 1999.) Myös Beckerin mukaan matalan syntyvyyden ja korkean tulotason mahdollinen yhteys johtuu lasten kasvatukseen käytettävän ajan kohonneesta hinnasta⁴⁰ (Becker 1993). Korkean tulotason voi nähdä kuitenkin mahdollisuutena perheen perustamiseen. Jos pariskunnan tulotaso on riittävä vain heidän itsensä elättämiseen, taloudellinen kynnyks lapsen hankinnalle saattaa muodostua liian korkeaksi, jolloin perheellistyminen lykkääntyy. (Easterlin 1976.)

Työllisyystilanne vaikuttaa kokonaishedelmällisyyteen moninaisin tavoin. Epävarma työsuhde voi aiheuttaa lastensaannin lykkäämistä, kun varmuus pitkän aikavälin taloudellisesta toimeentulosta puuttuu. Työsuhteen määräaikaaisuuden on todettu lykkäävän esikoisen syntymää ja kohottavan lapsettomuuden riskiä. (Sutela 2013, 151–155.) Toisaalta työttömyys tarkoittaa monesti suurta vapaa-ajan määrää, eikä lasten kasvatukseen käytettävän ajan hinta työttömälle muodostu erityisen korkeaksi. Tulojen puute kuitenkin vaikeuttaa perheen elatusmahdollisuuksia, eikä suurimmalla osalla ihmisistä ole ylimääräistä omaisuutta, joka mahdollistaisi huolettoman vapaa-ajanvieton ja ylimääräisten suiden ruokkimisen pitkällä aikavälillä. Hyödynnän kunnittaisia työttömyys- ja työllisyyslukemia analyysissani ja vertaan tuloksia maailmalla ja

⁴⁰ Tulotason noustessa lasten kasvatukseen käytettävän ajan hinta kasvaa, sillä kotona olon kustannukset määräytyvät menetetyn palkkatason mukaan.

Suomessa havaittuihin viitteisiin työttömyyden lisääntymisen negatiivisesta vaikutuksesta kokonaishedelmällisyyslukemiin. (Del Boca 2002; Hiilamo 2017; Sobotka et al. 2011.) Kunnassa olevien työttömien suhteellinen osuus on laskettu työvoimaan lukeutuvista henkilöistä.

Sekularisaatio kulkee käsi kädessä modernisoituvan yhteiskunnan kanssa. Vaikka uskonnolliset perinteet ja tavat tulevat esiin vuotuisissa juhlissa ja kansallisten vapaapäivien aikaan, kirkkoon kuuluu yhä vähemmän ihmisiä. Ranskassa havaittiin uskonnolliseen yhteisöön kuulumisen olevan yhteydessä tavallista suurempaan lapsimäärään ja Kaakkois-Aasiassa katolilaisuus, buddhalaisuus ja islaminusko on yhdistetty keskimääräistä korkeampiin kokonaishedelmällisyyslukemiin. (Baudin 2015; de la Croix & Delavallade 2018.) Sekularisaation on todettu olevan yhteydessä myös koulutuksen yleistymiseen ja opintojen pidentymiseen (Becker et al. 2017; Lesthaeghe & Surkyn 1988). Tarkastelen seuraavassa osiossa, onko kunnassa asuvien uskontokuntaan kuulumaattomien osuus Suomessa yhteydessä alhaisempaan kokonaishedelmällisyystasoon.

Koulutustason vaikutuksen kokonaishedelmällisyyteen voidaan jossain määrin olettaa olevan saman suuntainen työllisyysindikaattorin kanssa. Pitkittynyt koulutusura – samoin kuin panostaminen työuraan – lykkää perheen perustamista, jolloin lastenhankinnalle jää entistä vähemmän aikaa⁴¹. Suomessa tulevien kouluvuosien ennuste on viisivuotiaille maailman pisin heti Ruotisin jälkeen (Lindert 2004, 130–131). 1900-luvun aikana naisten koulutusmahdollisuudet ovat parantuneet huomattavasti, joka on tuonut heidät pois kotioloista, ja uudistanut käsityksiä sukupuolirooleista. 90-luvulla naisten kouluttautuminen oli Euroopan maissa kehittynyt siihen pisteeseen, että korkeakouluissa naiset olivat enemmistössä miehiin nähden (Vincent-Lancrin 2008).

Viimeisten vuosikymmenten aikana on ehdotettu, että yleistyvä naisten korkeakoulutusaste lisäisi kokonaishedelmällisyyttä sellaisissa maissa, joissa väestötransitio on jo tullut päätökseen⁴². Väite nojaa oletukseen niin kutsutusta ”seksuaalivallankumouksesta”, jossa sukupuolten välisen tasa-arvon lisääntyminen

⁴¹ Naisten hedelmällisyysikävuosien oletetaan asettuvan aikavälille 15–49.

⁴² Dysonin mukaan väestötransitio alkaa kuolleisuuden kääntyessä laskuun ja päättyy urbanisoituneeseen ja kouluttautuneeseen yhteiskuntaan, jossa väestö ikääntyy (Dyson 2010, 18–31).

madaltaa miesten kynnystä jäädä kotiin hoitamaan lapsia naisten ollessa yhä useammin perheenelättäjän roolissa. Tällaisissa yhteiskunnissa naisten korkean koulutustason oletetaan pitävän kokonaishedelmällisyyttä lähellä väestön uusiutumistasoa⁴³. (Goldscheider et al. 2015; Miettinen et al. 2011.)

Pohjoismaita pidetään kansainvälisissä vertailuissa erityisen tasa-arvoisina yhteiskuntina ja seksuaalivallankumouksen positiivisen vaikutuksen kokonaishedelmällisyyteen oletetaan ilmenevän myös Suomessa (Miettinen et al. 2011). Ruotsissa miesten on havaittu suosivan parisuhteenmuodostuksessa sellaisia kumppaneita, joiden uratavoitteet ovat korkealla (Thomson & Bernhardt 2010). 2010-luvulla Suomessa tapahtunut käänne kokonaishedelmällisyyden suunnassa antaa kuitenkin aihetta epäillä sukupuolten välisen tasa-arvokehityksen ja korkean kokonaishedelmällisyyden välistä yhteyttä. Käytän analyysissani koulutustason mittareina toisen asteen⁴⁴ ja korkea-asteen⁴⁵ koulutuksen omaavien 15–74-vuotiaiden suhteellista osuutta kunnassa sekä opiskelijoiden lukumäärää suhteutettuna 18–64-vuotiaisiin.

Kokonaisnettomuutto kertoo kuntien houkuttelevuudesta ja elinvoimasta. Vuodesta toiseen jatkuva positiivinen muuttovirta indikoi hyviä elinolosuhteita, työllistymismahdollisuuksia ja edellytyksiä perheellistymiselle. Lisääntymisiässä olevien nuorten aikuisten muuttokynnystä voidaan pitää myös melko alhaisena, joten positiivisen muuttovirran voisi olettaa lisäävän kokonaishedelmällisyyttä. Sato (2007) on kuitenkin havainnut korkean väestötiheyden madaltavan kokonaishedelmällisyyttä johtuen kohonneista elinkustannuksista ja työhön käytetystä ajasta. Kuntakohtaisen kokonaisnettomuuton vaikutus saattaakin olla kahden suuntainen, josta johtuen käytän kahta eri mallia – toiseen on sisällytetty kaikki kunnat tarkasteluajanjaksolla ja toiseen vain ne kunnat, joiden väestömäärä on alle 40 000 henkeä. Ainoastaan pienten kuntien tarkastelulla pyrin kontrolloimaan väestötiheyden ja kohonneiden asumiskustannusten aiheuttamaa häiriötä kokonaisnettomuuton ja kokonaishedelmällisyyden välillä. Käytän sekä absoluuttista kokonaisnettomuuttoa kuvaavaa lukua, että dummy-muuttujaa, joka

⁴³ TFR = 2,1.

⁴⁴ Lukiokoulutus ja ammatillinen koulutus.

⁴⁵ Ammattikorkeakoulu- ja yliopistotutkinnot.

saa arvon 1, silloin kun kunnan kokonaisnettomuutto on ollut positiivinen edelliseen havaintoajankohtaan nähden.

6.2 Regressiotulokset paneeliaineistolla

Tässä osiossa käsittelen paneeliaineiston avulla saatuja regressiotuloksia kunkin selittävän muuttujan osalta. Valittujen kontrollimuuttujien vaikutus kokonaishedelmällisyyteen kiinteiden vaikutusten mallissa aikavälillä 1987–2017 ja 1995–2017 ilmenee Taulukoista 1–4.

Työttömyyden kasvu näyttäisi vaikuttavan negatiivisesti kunnittaisiin kokonaishedelmällisyyslukuihin malleissa, joissa kuntia ei painoteta niiden väestömäärän mukaisesti. Alle 40 000 hengen kunnissa vaikutus näyttää olevan voimakkaampi aikavälillä 1987–2017, sillä niissä työttömyyden lisääntyminen yhdellä prosenttiyksiköllä ennustaa kokonaishedelmällisyyden laskua 0,01 yksiköllä⁴⁶. Kaikki kunnat huomioivassa mallissa⁴⁷ vaikutus on marginaalisempi, joskin tilastollisesti merkitsevä 0,005. Työttömyyden ja kokonaishedelmällisyyden negatiivinen yhteys näyttää hieman voimistuneen vuodesta 1995 alkavissa malleissa, joissa kaikki kunnat on huomioitu⁴⁸. Korkeamman selityssasteen omaavissa väestöpainotetuissa malleissa työttömyyden vaikutus ei ole tilastollisesti merkitsevä, joka saattaa johtua vaisusta työttömyyden ja kokonaishedelmällisyyden yhteydestä suurten väestökeskittymien alueilla. Kun työttömyyden vaihtoi väestöpainotetussa ja kaikki kunnat huomioivissa malleissa työllisyyttä kuvaavaan indikaattoriin, työllisyyden kasvu vastoin aiempia oletuksia näytti jopa heikentävän kokonaishedelmällisyyttä⁴⁹.

⁴⁶ Taulukko 4.

⁴⁷ Taulukko 1.

⁴⁸ Taulukko 2.

⁴⁹ Työllisyys sai estimaatin -0,005 p-arvon ollessa < 0,05.

Taulukko 1: Kaikki kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1987–2017

KAIKKI KUNNAT 1987–2017		
	Tulokset	
	(1)	(2)
Työttömyys, %	-0.005** (0.002)	0.001 (0.002)
Korkea-aste, %	0.01*** (0.004)	0.01* (0.004)
Toinen aste, %	0.01*** (0.004)	0.01*** (0.005)
Opiskelijoita, %	-0.02*** (0.01)	-0.06*** (0.01)
Nettomuutto	-0.0000 (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
Muuttovoitto-Dummy	0.02** (0.01)	-0.01* (0.01)
Constant		1.30*** (0.20)
Municipality fixed effects	Yes	Yes
Time fixed effects	Yes	Yes
Weights by population	No	Yes
Observations	9,610	9,610
Adjusted R ²	0.04	0.76

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

Työttömyyden ja kokonaishedelmällisyyden välinen yhteys on linjassa aikaisempien tutkimustulosten kanssa. Heikki Hiilamo on havainnut yhden prosentin korotuksen työttömyystilastoissa laskevan yleistä hedelmällisyyslukua 1,3 prosenttia (%) Suomessa aikavälillä 1990–2015 (Hiilamo 2017). Saman tutkimusajankohdan jakaminen vuodesta 2000 osoittaa, että työttömyyden ja kokonaishedelmällisyyden välisessä mekanismissa on tapahtunut muutos vuosituhaten vaihteessa. Työttömyyden negatiivinen yhteys näyttäisi Chiara Comollin mukaan alkavan vasta 2000-luvun puolella, sillä ikäryhmittäisten hedelmällisyyslukujen valossa negatiivista yhteyttä ei ole havaittavissa vielä vuosina 1990–2000 (Comolli 2018). Comollin havaitsema käänne tukee paneeliaineiston tuloksia, sillä työttömyyden negatiivinen kerroin on voimakkaampi

malleissa, jonka havainnot alkavat vuodesta 1995⁵⁰ verrattuna vuoden 1987–2017 malleihin⁵¹.

Taulukko 2: Kaikki kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1995–2017

KAIKKI KUNNAT 1995–2017		
	Tulokset	
	(1)	(2)
Työttömyys, %	-0.01*** (0.003)	0.003 (0.002)
Korkea-aste, %	0.02*** (0.01)	0.02*** (0.01)
Toinen aste, %	0.01 (0.01)	0.003 (0.01)
Opiskelijoita, %	-0.003 (0.01)	-0.03*** (0.01)
Nettomuutto	0.0000 (0.0000)	0.0000*** (0.0000)
Muuttovoitto-Dummy	0.03** (0.01)	-0.004 (0.01)
Sekularisaatio, %	-0.03*** (0.005)	-0.02*** (0.004)
Korkeatuloisia, %	-0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.01)
Matalatuloisia, %	0.004 (0.01)	-0.01** (0.005)
Constant		2.09*** (0.28)
Municipality fixed effects	Yes	Yes
Time fixed effects	Yes	Yes
Weights by population	No	Yes
Observations	7,130	7,130
Adjusted R ²	0.02	0.78

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

⁵⁰ Taulukko 2.

⁵¹ Taulukko 1.

Selittäjäksi työttömyyden ja kokonaishedelmällisyyden heikompaan korrelointiin aikavälillä 1987–2017 on tarjottu vanhempainvapaiden muotoa 90-luvulla. Juuri ennen lamaa Suomessa astui voimaan mahdollisuus käteiskompensatioon kotihoitotuen perhepäivähoidon sijaan valitseville 0–3-vuotiaiden lasten vanhemmille. Tuki sai merkittävän suosion laman aikaan ja siihen turvauduttiin, kun työttömyysluvut olivat samaan aikaan nousemassa yli 20 prosenttiin (%). Tuen nostajat välttivät työttömyyden turvautumalla kotihoitoon, ja valtion leikatessa muita sosiaaliturvamaksuja vuosina 1993–1995 kotihoitotuen suosio yhä kasvoi. Synnyttämisen on katsottu toimineen jopa elinkeinona nuorille naisille Suomessa lamavuosina 90-luvulla. (Sipilä & Korpinen 1998.) Empiirisiä todisteita teorialle kotihoitotuen positiivisesta vaikutuksesta kokonaishedelmällisyyslukemiin ei toistaiseksi kuitenkaan ole saatu (Comolli 2018). Paneeliaineistolla havaitut tulokset silti tukevat kotihoitotuen merkitystä 90-luvun alussa, sillä työttömyyden negatiivinen vaikutus on voimistunut vuodesta 1995 alkavalla aineistolla⁵².

Sekä toisen että korkea-asteisen tutkintasuorituksen omaamisella näyttäisi tulosten valossa olevan positiivinen vaikutus kunnan kokonaishedelmällisyysasteeseen. Korkea-asteen koulutuksella on toisen asteen koulutusta voimakkaampi kohottava vaikutus, mutta kummankin muuttujan kerroin on positiivinen kautta linjan. Korkea-asteen koulutuksen vaikutus näyttää myös voimistuneen tuoreemmassa aineistossa. Lisäksi on huomioitava, että pienissä kunnissa koulutetun väestömäärän suhteellinen kasvu näyttää kohottavan kokonaishedelmällisyyttä voimakkaammin kuin väestörikkailta alueilla. Sekä toista että korkea-asteista koulutusta kuvaava muuttuja sai voimakkaamman positiivisen estimaatin, kun toinen koulutusindikaattori poistettiin mallista.

Väestön koulutustaso on noussut lineaarisesti vuosina 1987–2017⁵³, mutta Suomessa on yhä alueita, joissa väestö on ikääntynyt ja matalasti koulutautunutta. Näillä alueilla myös kokonaishedelmällisyyslukemat ovat verrattain alhaiset, vaikka täytyykin muistaa, että suurissa kaupungeissa kokonaishedelmällisyys on koko maan alhaisinta. Etenkin korkea-asteen koulutuksen nousu pienemmillä paikkakunnilla voisi nostaa paikallista kokonaishedelmällisyyttä, mutta tällaisten seutujen tulisi ensin houkutella koulutettua

⁵² Taulukko 2.

⁵³ Kuvio 15.

väkeä puoleensa. Suurissa kaupungeissa väestön koulutustaso taas on muuta maata korkeampi, mutta siellä yksinään kouluttautuneisuuden lisääminen ei johda kohonneeseen kokonaishedelmällisyysasteeseen. Kasvukeskusten ja pienten maalaispaikkakuntien välillä näyttää olevan väestörakenteellisia eroja, joissa koulutusasteen positiivinen vaikutus kokonaishedelmällisyysasteeseen vaimenee, kun uusia urbanisaation tuomia muuttujia astuu mukaan yhtälöön.

Peruskoulun jälkeisen koulutuksen merkitys näyttää hieman muuttuneen mallissa, joka alkaa vuodesta 1995. Korkea-asteisen koulutuksen ja kokonaishedelmällisyyden yhteys on voimistunut, kun taas toisen asteen koulutuksen tilastollinen merkitys on väestöpainottamattomissa malleissa kadonnut. Vähintään toisen asteen koulutus on tätä nykyä jo hyvinkin yleinen, ja tämä saattaa selittää vaikutuksen hiipumisen. Tulosten ja aiemman tutkimuksen perusteella voidaan todeta, että Suomessa näyttää voimistuneen ilmiö, jossa peruskoulua mittavampi koulutustausta antaa paremmat edellytykset onnistumiselle perheenmuodostuksessa. (Jalovaara et al. 2019.)

Kunnassa asuvien opiskelijoiden suhteellinen väestömäärä suhteessa 18–64 vuotiaisiin näyttäisi olevan yhteydessä alhaiseen kokonaishedelmällisyyteen. Tulos myötäilee aiempien tutkimusten havaintoja opintojen ja perheenmuodostamisen yhteensovittamisen hankaluudesta Suomessa (Rotkirch et al. 2017, 116). Kaikki kunnat huomioivassa väestöpainotetussa mallissa opiskelijoiden prosentuaalisen väestömäärän merkitys on verrattain voimakas – yhden prosenttiyksikön nousu kunnan opiskelijoiden määrässä ennustaa kokonaishedelmällisyyden laskua jopa 0,06 yksikköä.

Väestöpainottamattomissa malleissa ja vain asukasluvultaan alle 40 000 hengen kunnissa opiskelijamäärän lisäys ennustaa paljon maltillisempaa kokonaishedelmällisyyden laskua. Suurten kaupunkien ja opiskelijoiden määrän voimakas yhteys kuntakohtaiseen kokonaishedelmällisyysasteeseen on kiinnostava, mutta suorien johtopäätösten tekemisessä tulee soveltaa malttia. Ajallisesti pisimpään kestävä korkeakoulutuksen keskittyessä Suomen suurimmille paikkakunnille, on vertailua alle 40 000 asukkaan kuntien ja suurten kaupunkien välillä hankalaa tehdä. Pienten paikkakuntien opiskelijat muodostuvat pitkälti ammattikoulun tyyppisen lyhytkestoisen koulutuksen hankkijoista, jolloin opiskelu ei muodosta yli viiden vuoden intensiivistä jaksoa fysiologisesti hedelmällisimmässä iässä oleville nuorille aikuisille.

Taulukko 3: Pienet kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1995–2017**PIENET KUNNAT (Pop<40 000) 1995–2017**

	Tulokset	
	(1)	(2)
Työttömyys, %	-0.01*** (0.003)	-0.003 (0.003)
Korkea-aste, %	0.03*** (0.01)	0.02*** (0.01)
Toinen aste, %	0.01 (0.01)	0.02*** (0.01)
Opiskelijoita, %	0.001 (0.01)	-0.02*** (0.01)
Nettomuutto	0.0000 (0.0001)	0.0001*** (0.0000)
Muuttovoitto-Dummy	0.04** (0.02)	-0.01 (0.01)
Sekularisaatio, %	-0.03*** (0.01)	-0.01** (0.005)
Korkeatuloisia, %	-0.03*** (0.01)	-0.02*** (0.01)
Matalatuloisia, %	0.01 (0.01)	0.01 (0.01)
Constant		1.05*** (0.34)
Municipality fixed effects	Yes	Yes
Time fixed effects	Yes	Yes
Weights by population	No	Yes
Observations	6,549	6,549
Adjusted R ²	0.02	0.60

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

Opiskelijoiden määrä kunnassa näyttäisi vaikuttavan yllättävän paljon voimakkaammin alhaisiin kokonaishedelmällisyystilastoihin aineistossa, jonka tarkasteluajankohta alkaa vuodesta 1987. Opiskelijoiden prosentuaalisella osuudella on koko tarkasteluajanjakson aikana merkitsevä negatiivinen yhteys kokonaishedelmällisyyteen. Kuitenkin 1987–2017 väestöpainotetussa mallissa prosenttiyksikön lisäys opiskelijoiden määrässä

ennustaa 0,06 yksikköä pienempää kokonaishedelmällisyyttä, kun taas 1995–2017 väestöpainotettu malli ennustaa 0,03 yksikköä pienempää kokonaishedelmällisyyden tasoa. Hieman yllättävästi kahdeksalla vuodella⁵⁴ on mallien välillä merkittävä vaikutus. Havainto on kiinnostava, sillä koko maan kokonaishedelmällisyys oli nousujohteinen vuoteen 1995 saakka. Tuloksen mukaan opiskelijavaltaisissa kunnissa kokonaishedelmällisyys oli 1980- ja 1990-lukujen taitteessa muuta maata selvästi alhaisempaa. Ilmiön jatkotutkimus olisi aiheellista, mutta voidaan varovasti päätellä, että opiskelun ja perheellistymisen yhteensovittaminen on 1990-luvun alun jälkeen Suomessa muuttunut helpommaksi. Yksi selitys ilmiölle voisi olla se, että nuorille ja lamasta taloudellisesti kärsineille vaihtoehtona oli lähteä uudelleen- tai jatkokouluttautumaan. Tämä saattoi johtaa kyseisten henkilöiden perheellistymisen lykkääntymiseen. Kuvioista 15 voi huomata, että opiskelijoiden suhteellinen osuus kasvoi melko voimakkaasti koko 1990-luvun alkupuoliskon ajan.

Opiskelukaupunkien muuta maata matalampi kokonaishedelmällisyys voi johtua siitä, että valmistuneet ja perheenperustusvaiheessa olevat aikuiset muuttavat jossain määrin takaisin kotiseuduilleen tai pienemmille paikkakunnille ja perheellistyvät siellä. Poismuuton houkutusta opiskeluajan jälkeen lisäävät pienten paikkakuntien huokeammat asumiskustannukset. Lasten syntyessä useiden huoneiden asunnot ovat haluttuja ja opiskelupaikkakunnilla on usein maan korkeimmat neliöhinnat. Opiskelukaupunkiin⁵⁵ jäävät uraa rakentavat nuoret herkästi siirtävät perheellistymistä myöhemmäksi, eivätkä henkilökohtaisista uravalinnoistaan johtuen välttämättä päädy yhtä suureen lapsimäärään kuin pienemmille paikkakunnille opiskeluajan jälkeen muuttaneet kurssitoverinsa. Suomessa on todettu ihmisten haluavan enemmän lapsia kuin mihin toteutuneessa lapsiluvussa päästään. Vuonna 2003 Suomi oli Ranskan, Iso-Britannian ja Irlannin ohella Euroopan maista eniten lapsia toivova (2,5) maa nuorten⁵⁶ naisten keskuudessa. (Goldstein et al. 2003.) Vuodesta 2010 poikkeuksellisen pitkään laskenut kokonaishedelmällisyys antaa syytä olettaa, että toiveet lapsiluvusta toteutuvat yhä huonommin, etenkin opiskelijakaupungeissa asuvien aikuisten kohdalla.

⁵⁴ 1987–1994.

⁵⁵ Esim. Helsinki, Tampere, Turku, Jyväskylä.

⁵⁶ 20–34-vuotiaat.

Taulukko 4: Pienet kunnat kiinteiden vaikutusten mallilla 1987–2017**PIENET KUNNAT (Pop<40 000) 1987–2017**

	Tulokset	
	(1)	(2)
Työttömyys, %	-0.01** (0.002)	0.0000 (0.002)
Korkea-aste, %	0.01** (0.004)	0.02*** (0.01)
Toinen aste, %	0.02*** (0.004)	0.01*** (0.004)
Opiskelijoita, %	-0.01** (0.01)	-0.03*** (0.01)
Nettomuutto	-0.0000 (0.0001)	0.0001** (0.0000)
Muuttovoitto-Dummy	0.03** (0.01)	-0.01 (0.01)
Constant		0.87*** (0.22)
Municipality fixed effects	Yes	Yes
Time fixed effects	Yes	Yes
Weights by population	No	Yes
Observations	8,824	8,824
Adjusted R ²	0.04	0.59

*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1

Muuttovoitto-dummy ei näyttäisi juurikaan korreloivan kokonaishedelmällisyyden kanssa suuremman selitysasteen omaavassa väestöpainotetussa mallissa. Sen sijaan mallissa, jossa kaikkia kuntia painotetaan samanarvoisesti, kumpikin pidemmän aikavälin malleista⁵⁷ tuottaa tuloksen, jossa muuttoposiitivisuus ennustaa kokonaishedelmällisyyden nousua tilastollisesti merkitsevästi. Ainoastaan pienet kunnat huomioivassa mallissa vaikutus on koulutusasteen tavoin kaikki kunnat huomioivaa mallia voimakkaampi. Väestöpainotetussa mallissa absoluuttinen kokonaisnettomuutto

⁵⁷ "Kaikki kunnat 1987–2017" ja "Pienet kunnat (Väkiluku < 40 000) 1987–2017".

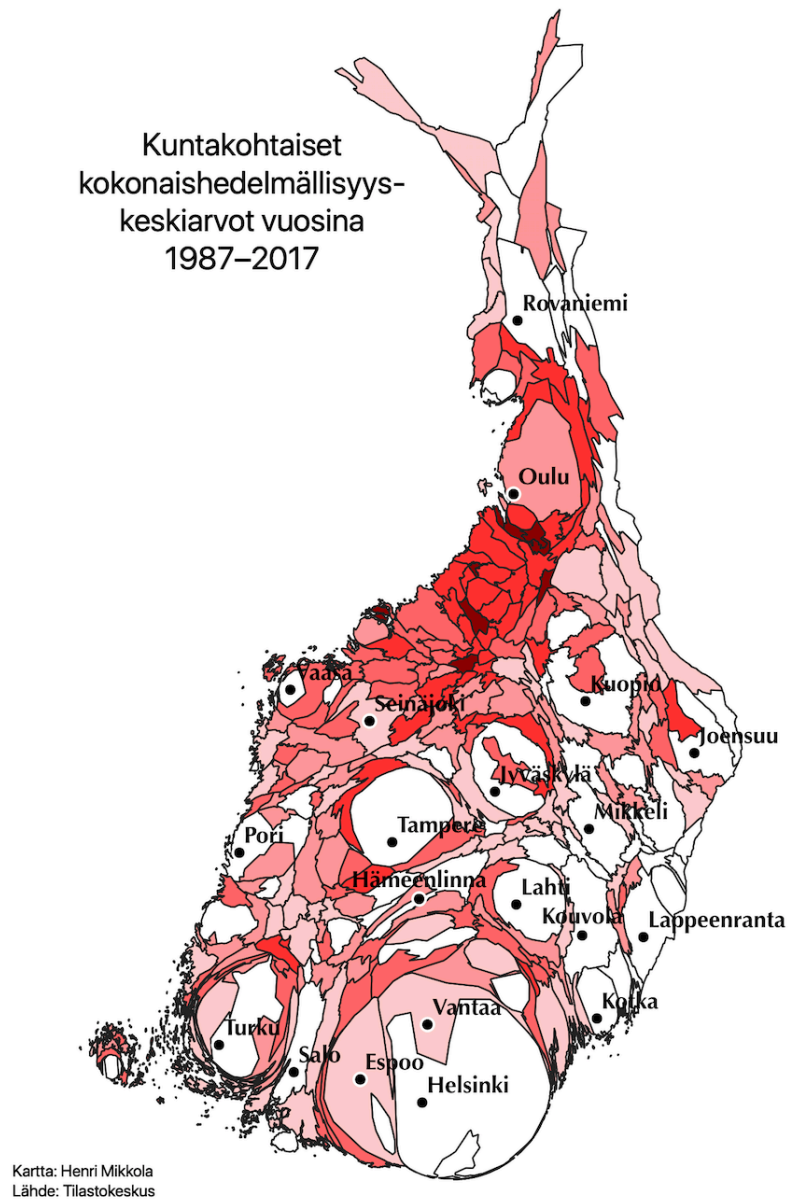
saa tilastollisesti merkitsevän positiivisen kertoimen, vaikka dummy-muuttujan kerroin jää tuloksissa merkityksettömäksi.

Suurin merkitys kansallisten kokonaishedelmällisyyslukujen muodostumisessa on etelän suurilla kaupungeilla⁵⁸. Kuviossa 13 Suomen kuntien koko on suhteutettu niissä asuvan väestömäärän mukaiseksi. Pääkaupunkiseutu ja yliopistokaupungit erottuvat kuviosta valkoisina alueina. Näissä kokonaishedelmällisyys jää alhaiseksi, mutta alueiden houkuttelevuus muuttokohteena on suuri nuoremman väestön keskuudessa. Kokonaisnettomuuton ja kokonaishedelmällisyyden välinen yhteys onkin voimakkaampi pienissä kunnissa⁵⁹, jotka eivät profiloitu opiskelijakaupunkeina tai maan suurimpina kasvukeskuksina. Lisäksi nettomuuton positiivinen vaikutus on voimistunut aiemmista vuosista, sillä vuodesta 1995 alkavissa malleissa sen vaikutus ilmenee suurempana. Positiivisen kokonaisnettomuuton voidaan sanoa toimivan ennusteena korkeammasta kokonaishedelmällisyydestä erityisesti niiden kuntien kohdalla, jotka vetävät uusia asukkaita puoleensa, mutta joissa väestötiheys ja asumiskustannukset eivät kuitenkaan ole maan korkeimmat.

⁵⁸ Esim. pääkaupunkiseutu, Tampere, Turku, Lahti.

⁵⁹ Taulukot 3 ja 4.

**Kuvio 13: Kokonaishedelmällisyyskeskiarvo Suomen kunnissa 1987–2017
väestöpainotetulla kartalla**

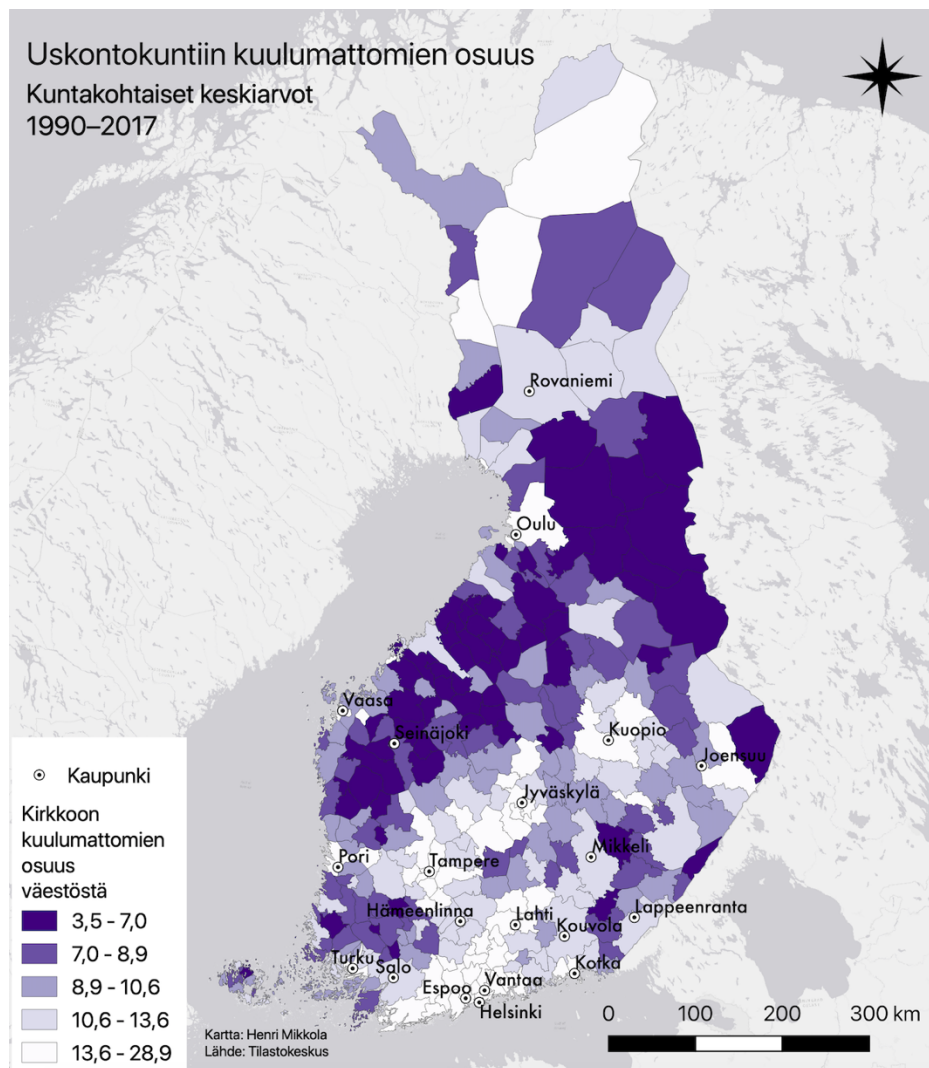


Kuntien koot on mitoitettu väestöpainotuksen mukaisesti. Kartassa on samat värikategoriat kuin kuviossa 11.

Sekularisaation negatiivinen yhteys kokonaishedelmällisyyteen aikavälillä 1995–2017 näyttää tulosten valossa melko yksiselitteiseltä. Kuviosta 14 ilmenee, että uskontokuntiin kuulumattomien suhteellinen väestömäärä kunnassa on pienintä pitkälti samoilla alueilla, joissa maan kokonaishedelmällisyys on tarkasteluajanjaksolla ollut korkeinta. Pohjois-Pohjanmaan ja Kainuun alueella väestö on erityisen uskonnollista suhteessa muuhun Suomeen. Näillä alueilla asuu myös poikkeuksellisen paljon lestadiolaisuuden kaltaisiin marginaalisiin uskonlahkoihin kuuluvia, joiden hedelmällisyysluvut ovat valtaväestöön verrattuna korkeampia. (Finnäs 1991; Kirkon

tutkimuskeskus 2004.) Väestöpainottamattoman mallin voimakkaampi negatiivinen korrelaatio selittyy sillä, että uskonnollisimmat kunnat Suomessa ovat melko harvaan asuttuja muutaman tuhannen asukkaan kuntia. Väestöpainotetun mallin tilastollinen merkitsevyys kuitenkin osoittaa, että uskonnollisuus kulkee suuremmissakin kaupungeissa käsi kädessä tavanomaista korkeampien kokonaishedelmällisyyslukujen kanssa. (Baudin 2015; de la Croix & Delavallade 2018.)

Kuvio 14: Sekularisaatio Suomessa



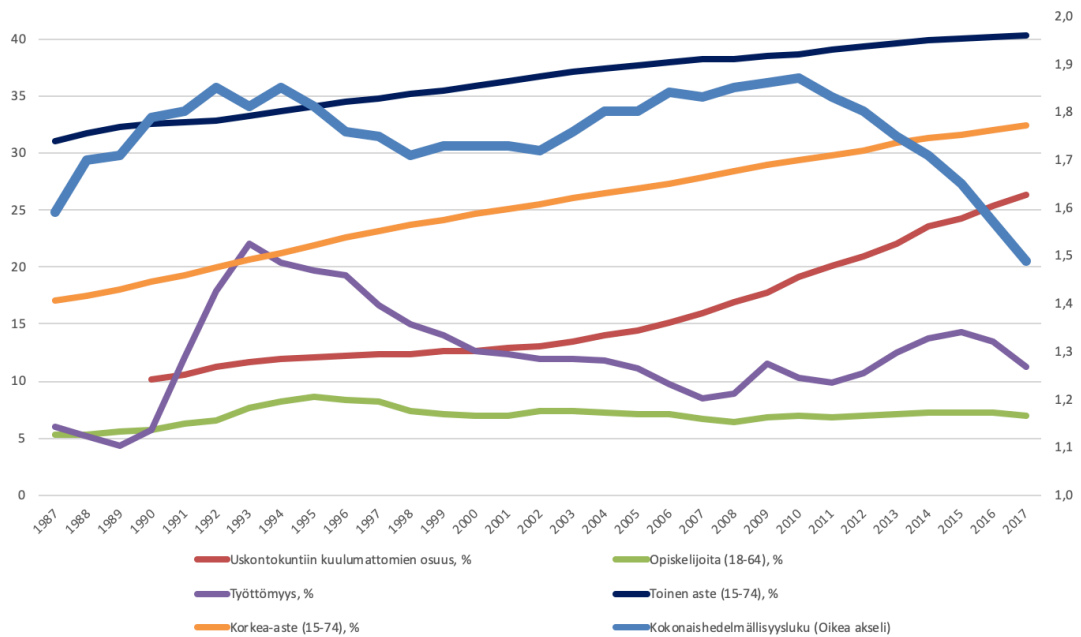
Poikkeuksellisen korkeat sekä matalat tulot⁶⁰ omaavien asukkaiden määrä kunnassa näyttäisi tulosten mukaan korreloivan negatiivisesti kokonaishedelmällisyyden kanssa.

⁶⁰ "Korkeatuloisia" Taulukoissa 2 ja 3 viittaa ylimpään tulokymmenykseen kuuluvan väestön suhteelliseen määrään tarkastelukunnassa. Vastaavasti "Matalatuloisia" viittaa alimpaan tulokymmenykseen.

Tilastollisesti merkitsevien muuttujien estimaatit ovat hieman yllättäen samansuuntaiset, joskin ”matalatuloisuus” on merkitsevä vain kaikki kunnat huomioivassa väestöpainotetussa mallissa. Korkeatuloiset ovat Suomessa keskittyneet asumaan kasvukeskuksiin, missä työpaikkoja on runsaimmin ja missä kokonaishedelmällisyys on kaikkein matalinta. Tämän johdosta tulos ei ole yllättävä, mutta voidaan myös ehdottaa, että tuloerojen kasvaminen saattaa aiheuttaa kokonaishedelmällisyyden laskua väestötasolla, sillä tuloluokkien ääripäiden yleistyminen ennustaa tulosten mukaan kokonaishedelmällisyyden laskua.

Korkeatuloisten matalaa hedelmällisyyttä voi lähestyä Q–Q-mallin avulla. Tulojen kasvaessa ihmiset mieluummin panostavat lastensa laatuun kuin niiden määrään (Becker 1960). Beckerin teorian voisi olettaa pätevän kuitenkin jo valtaosaan Suomen väestöstä, eikä ainoastaan korkeatuloisimpaan kymmenykseen. Lasten hinta kuitenkin nousee korkeimmaksi niille, joiden ansiomenetykset ovat korkeimmat. Lastenhoitoon käytetty aika on väistämättä pois työhön käytetystä ajasta, jolloin urakeskeiset ja korkeista ansioista nauttivat henkilöt joutuvat kenties pohtimaan valintaa lasten ja työn välillä muita vakavammin. (Becker 1993; Friedlander et al. 1999.) Korkeat tulot vaativat usein myös pitkää koulutusuraa, joka väistämättä lykkää aikeita perheenperustamisesta. On huomioitavaa, että korkeaa tulotasoa itselleen ennustavat yksilöt saattavat myös odottaa ennustustensa toteutumista, ennen kuin he kokevat olevansa valmiita perhe-elämään. Etenkin naisten kohdalla tällainen toimintamalli jättää jo valmiiksi korkeasti koulutetussa yhteiskunnassa eläville entistä vähemmän aikaa useamman lapsen hankintaan. (Caucutt et al. 2002; Gustafsson 2001; Mills et al. 2011.)

Kuvio 15: Sosiodemografisten muutosten kulku



Lähde: Tilastokeskus 2018. Väestöpainottamattomat kunnittaisista tilastoista lasketut keskiarvot.

Tässä luvussa tarkasteltiin sosioekonomisten tekijöiden ja kunnittaisten kokonaishedelmällisyyslukemien välisiä yhteyksiä aikavälillä 1987–2017. Kiinteiden vaikutusten mallilla tutkittuna, tarkastelun alla olevista kokonaishedelmällisyyteen vaikuttavista tekijöistä, opiskelijoiden suhteellinen lukumäärä nousi tuloksissa voimakkaimmin esiin. Opiskelijoiden suhteellinen osuus väestössä näyttää ennustavan alhaista kokonaishedelmällisyyttä tarkasteltavista sosioekonomisista muuttujista kaikkein voimakkaimmin, kun kunnat painotetaan niiden väestömäärän mukaan. Suurten kaupunkien suhteellisella opiskelijamäärällä on tulosten valossa merkittävä negatiivinen yhteys kokonaishedelmällisyyteen, mutta pienemmillä paikkakunnilla samanlaista yhteyttä ei havaita. Korkeat tulot ja sekularisaatio näyttävät niin ikään madaltavan kokonaishedelmällisyyttä kaupungeissa, mutta myös pienemmillä paikkakunnilla. Kokonaishedelmällisyyttä kohottava muuttuja näyttää tulosten valossa olevan koulutusaste. Korkea-asteen koulutus saa kaikkein voimakkaimman yhteyden korkeaan kokonaishedelmällisyyteen tarkastelussa olleista muuttujista.

Rakenteelliset erot ovat tässä luvussa saatujen tulosten perusteella merkittäviä, ja kaupunkien ja maaseudun välille tulisi tehdä selvä pesäero sosioekonomisten tekijöiden ja kokonaishedelmällisyyden välisistä mekanismeista puhuttaessa. Seuraavassa luvussa

tarkastelen selittävien muuttujien ja kunnittaisten kokonaishedelmällisyyslukemien suhdetta maantieteelliset tekijät huomioiden.

7. Alueelliset erityispiirteet

Spatiaalisessa mallinnuksessa lähdetään monesti liikkeelle 1900-luvun puolivälissä vaikuttaneen maantieteilijän Waldo Toblerin lanseeraamasta Toblerin laista⁶¹ (Miller 2004; Tobler 1970). Valtaosa tutkittavista ilmiöistä on riippuvaisia maantieteestä ja siitä ympäristöstä, jossa ne ilmenevät. Hyödynnän maantieteellisesti painotettua regressiota (GWR), jonka tarkoitus on havainnollistaa kokonaishedelmällisyyslukemia ja niihin vaikuttavia tekijöitä alueellisesti. GWR kontrolloi sitä mahdollisuutta, että tutkittavaan ilmiöön vaikuttavien muuttujien suhde vaihtelee maantieteellisen sijainnin mukaan. Kokonaishedelmällisyyden alueellinen vaihtelu, Pohjois-Pohjanmalla johdonmukaisesti havaitut muuta maata korkeammat kokonaishedelmällisyysluvut ja paneeliregression eriyvät tulokset sekä kaikki kunnat huomioivassa mallissa että pienet kunnat huomioivassa mallissa antavat syytä olettaa, että alueellisten erojen selvittämiseksi kuntia tulisi analysoida painottaen niiden maantieteellistä sijaintia. (İşik & Pinarcioglu 2006; Porter 2017.)

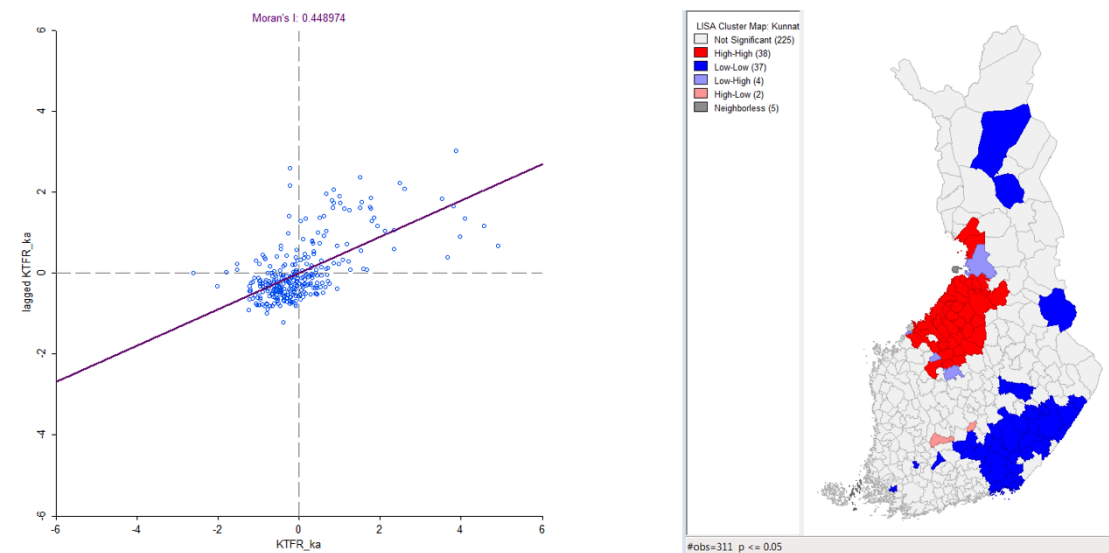
Kokonaishedelmällisyyden alueellista riippuvuutta voidaan kokeilla spatiaalisen autokorrelaatiotestin avulla (vrt. Le Gallo & Ertur 2003). Testissä kullekin kunnalle määritellään naapurusto, joiden arvoja verrataan tarkastelun alla olevaan kuntaan. Käytän tässä yhteydessä Moore neighborhood -nimistä naapurusto määritelmää, jossa kunnan naapurit määräytyvät yhteisen rajaviivan mukaan. Kontrolloidseni vuosittaista satunnaisvaihtelua etenkin pienten kuntien kohdalla hyödynnän aiemmin käyttämäni kokonaishedelmällisyyskeskiarvoa vuosilta 1987–2017. Kuviosta 16 ilmenee spatiaalisen autokorrelaatiotestin tulos. Moranin I kertoo positiivisesta naapurustovaikutuksesta⁶² kokonaishedelmällisyysluvuissa tarkasteluajanjaksolla

⁶¹ Tobler's First Law of Geography: Everything is related to everything else, but things that are closer in space are more related than distant things.

⁶² Tumman punaiset alueet ovat kuntia, joilla on verrattain korkea kokonaishedelmällisyysluku, ja joiden vieressä on korkeita kokonaishedelmällisyyslukuja omaavia kuntia. Tumman siniset alueet ovat päinvastoin matalan kokonaishedelmällisyyden kuntia, joiden naapurikunnissa kokonaishedelmällisyys on myös alhaista. Vaaleanpunaisessa kunnassa kokonaishedelmällisyys on verrattain korkeaa, mutta naapurikunnissa se on verrattain matalalla tasolla. Vaaleansiniset kunnat edustavat päinvastaista sääntöä vaaleanpunaisiin kuntiin nähden

(Moran 1950). Oulu poikkeaa Pohjois-Pohjanmaan korkeasta kokonaishedelmällisyydestä ja näyttäytyy vaaleansinisenä tummanpunaisten kuntien ympäröimänä. Kaakkois-Suomi taas näyttäytyy alueena, jossa kokonaishedelmällisyys on tarkasteluajanjaksolla ollut johdonmukaisesti muuta maata matalammalla tasolla.

Kuvio 16: Spatiaalinen autokorrelaatiotesti ja Moranin I:n tulos



Käyn läpi yksinkertaisen monimuuttujaregression tuloksia hyödyntäen edellisessä luvussa käsiteltyjä tilastoja. Olen muodostanut viiden (5) vuoden keskiarvot⁶³ sekä selitettävästä että selittävistä kuntakohtaisista muuttujista. Viisivuotisten intervallien valintaa perustelen sillä, että pyrin havainnoimaan ajassa tapahtuvia yhteiskunnallisia muutoksia, jotka liittyvät keskeisesti tutkimuskysymykseeni. Kustakin viisivuotisesta intervallista olen laskenut monimuuttujaregression pienemmän neliösumman periaatteen mukaisesti. Monimuuttujaregression rinnalle olen lisännyt erillisen maantieteellisesti painotetun regressiokertoimen, joka korostaa naapurikuntien vaikutusta verrattuna toisella puolella Suomea sijaitseviin kuntiin. Alueellisen vertailun avulla pyrin hahmottamaan Suomen maantieteellistä rakennetta ja tiettyjen alueiden erityispiirteitä. Seuranta-ajan tarkoitus on edellisen luvun tapaan kartoittaa sosioekonomisten muutosten ajankohtia suhteessa kokonaishedelmällisyyteen. Maantieteellisen sijainnin lisääminen yhtälöön antaa uuden näkökulman tähän saakka ilmenneisiin havaintoihin.

⁶³ 1987–1991, 1992–1996, 1997–2001, 2002–2006, 2007–2011 ja 2012–2017.

7.1 Kokonaishedelmällisyyden mallintaminen kuntatasolla

Tässä osiossa käyn läpi maantieteellisesti painotettujen regressiomallien tuloksia ja esitän alueellisia mekanismeja, jotka ilmenevät GWR-analyysin pohjalta. GWR tulokset löytyvät tutkielman liiteosiosta, jossa aina yhden viisivuotisintervallin tulokset ovat koottuna samaan liitteeseen. Kartalla ilmenevät painotettuun regressiomalliin päätyneiden selittävien muuttujien estimaatit sekä tilastollista merkitsevyyttä kuvantavat t-arvot. Liitteessä ovat mukana myös regressiomallin tulosteet, joita voi verrata kartalta ilmeneviin lukuihin.

Kiinteiden vaikutusten mallissa opiskelijoiden suhteellisen osuuden kasvulla on merkittävä negatiivinen vaikutus kuntakohtaiseen kokonaishedelmällisyyteen. Opiskelijoiden suhteellinen osuus näyttäisi PNS-menetelmin laskettuna vaikuttavan kokonaishedelmällisyyteen kuitenkin melko heikosti. GWR-karttoja tarkastellessa sen sijaan voi huomata, että vaikutus muuttujan estimaattiin sekä tilastolliseen merkitsevyyteen vaihtelee maantieteen mukaan merkittävästi. Etelä-Suomessa opiskelijoiden osuuden kasvu kunnassa näyttää melko johdonmukaisesti koko tarkasteluajanjaksolla ennustavan alhaisempaa kokonaishedelmällisyyttä. Keski-Suomessa opiskelijoiden osuuden kasvulla taas näytti olevan positiivinen yhteys kokonaishedelmällisyyteen ajalla 1987–1996, mutta 2000-luvulle tultaessa vaikutus näyttää kääntyneen suurimmassa osassa maata negatiiviseksi. Paneeliaineistolla mitatussa kiinteiden vaikutusten mallissa ilmennyt selvä negatiivinen yhteys ei GWR-mallissa näytä enää niin ilmeiseltä. Etelä-Suomen alueilla opiskelijoiden osuuden kasvu näyttää ennustavan alhaisempaa kokonaishedelmällisyyttä koko tarkasteluajanjaksolla, mutta muualla maassa vaikutukset ovat maltillisempia.

Tuloksesta voi päätellä, että 90-luvulla opiskelijoiden suhteellinen osuus väestöstä ennusti voimakkaammin kunnittaista kokonaishedelmällisyyttä, mutta vaikutukset vaihtelivat alueittain ja olivat eri suuntaisia. 2000-luvulle tultaessa opiskelijoiden osuuden kasvu ei enää missään päin Suomea ennusta kokonaishedelmällisyyden nousua, mutta Etelä-Suomessa opiskelijoiden osuudella on tilastollisesti merkitsevä negatiivinen vaikutus. Etelä-Suomen suurissa kaupungeissa kuten Turussa, Tampereella, Lahdessa ja pääkaupunkiseudulla uratavoitteet vievät aikaa perheenperustamisessa olevien nuorten aikuisten kalenterista, jolloin lastenhankinta jää

myöhemmälle ajankohdalle (vrt. Kuvio 2). Lastenhankinnan vaihtoehtoiskustannusten⁶⁴ johdosta kokonaishedelmällisyys jää herkästi alhaisemmalle tasolle korkeiden asumiskustannusten rasittamissa kasvukeskuksissa (Cygan-Rehm & Maeder 2013; Goldstein et al. 2003). Opiskelijoiden osuuden ja kokonaishedelmällisyyden negatiivinen yhteys kertoo siitä, että uratavoitteet ja perheellistyminen ovat hankalasti yhdistettävissä Etelä-Suomen väkirikkailla alueilla.

Alueellisessa vertailussa työttömyys saa melko vaihtelevia lukemia ajankohdasta ja maantieteestä riippuen. PNS-menetelmällä luodusta tulosteesta tarkasteltuna työttömyydellä näyttää olleen negatiivinen vaikutus kokonaishedelmällisyyteen viime vuosituhanella, mutta 2002 jälkeisissä tarkasteluajanjaksoissa sen vaikutukset ovat muuttuneet merkitsemättömiksi. GWR-karttojen tarkastelu osoittaa työttömyyden tilastollisen merkitsevyyden monin paikoin, mutta alueelliset vaihtelut ovat erittäin suuria. 2000-luvun vaihteessa työttömyydellä näyttää olleen negatiivinen vaikutus kokonaishedelmällisyyteen Itä-Suomessa, Kainuussa, eteläisessä Lapissa ja Pohjois-Pohjanmaalla, mutta Länsi-Suomessa työttömyyslukujen kohoaminen näyttää hetkellisesti (2002–2006) ennustaneen myös kokonaishedelmällisyyden nousua. 2000-luvulla työttömyyden negatiivinen vaikutus näyttää olleen voimakkainta Oulun ja Kainuun tienoilla, mutta muualla maassa vaikutukset ovat vaihdelleet melko runsaasti. Negatiivisimmalta työttömyyden yhteys kokonaishedelmällisyyteen näytti 90-luvun laman jälkeisinä vuosina, mutta tuolloinkin Etelä- ja Lounais-Suomessa vaikutus oli miltei olematonta. Satakunnan alueella työttömyydellä voidaan GWR-tulosten perusteella katsoa olevan enempi positiivinen kuin negatiivinen vaikutus kokonaishedelmällisyytlukemiin, jos kaikkia tarkasteluajanjaksoja vertaillaan keskenään. Ainoastaan 90-luvun alussa työttömyys sai siellä tilastollisesti merkitsevästi negatiivisen estimaatin. Kokonaisuudessa työttömyys näyttää kuitenkin GWR-tulosten valossa vaikuttavan negatiivisesti kokonaishedelmällisyyteen lähes kaikkialla Suomessa.

Korkeakoulutuksen vaikutus näyttää GWR-menetelmällä hieman erilaiselta verrattuna edellisen luvun paneeliaineistolla saatuihin tuloksiin. Korkeakoulutetun väestön määrällinen kasvu kunnassa näyttää vaikuttavan negatiivisesti

⁶⁴ Englanniksi *Opportunity costs*.

kokonaishedelmällisyyteen Pohjanmaan ja Kainuun alueella, mutta muualla Suomessa korrelaatio on melko olematonta. Tulokset eroavat paneeliaineiston kanssa tehdyistä kiinteiden vaikutusten mallin tuloksista, sillä niiden mukaan korkeasti koulutetun väestön yleistyminen kunnassa ennusti kokonaishedelmällisyyden kasvua kunnassa kaikilla tarkasteluajanjaksoilla. Karttoja tarkasti tutkimalla voi kuitenkin havaita, että 2010-luvulla korkea-aste on muuttunut positiiviseksi Länsi-Suomen alueilla. Paneeliaineiston tuloksissa tarkasteluvuodet 1995–2017 antoivat korkea-asteelle suuremmat positiiviset estimaatit verrattuna 1987–2017 vuosiin. Sama suunta näkyy GWR-tuloksissa, mutta paljon maltillisempana.

Toisen asteen koulutus taas näyttäisi toimivan lähes päinvastaisesti korkeakoulutuksen vaikutusten kanssa. Samoilla alueilla ilmenevä toisen asteen koulutuksen omaavien suhteellisen määrän kasvu ennustaa kohoavia kunnittaisia kokonaishedelmällisyyslukemia. Mielenkiintoista on se, että viimeisenä viitenä tarkasteluvuotena muuttujien suunta näyttäisi kääntyneen pääläelleen Satakunnan, Etelä-Pohjanmaan ja Keski-Suomen alueilla. Näillä seuduilla vuosina 2012–2017 korkeakoulutettujen suhteellisen väestömäärän kasvu ennusti kohonnutta kokonaishedelmällisyyttä samalla kun toisen asteen koulutetuilla näytti olevan siihen negatiivinen vaikutus.

Kokonaisnettomuuton vaikutus jää GWR mallissa melko mitättömäksi lukuun ottamatta heikkoa positiivista korrelaatiota Pohjanmaalla 90-luvulla ja 2000-luvun ensimmäisen vuosikymmenen aikana. Muuttuja ei juurikaan paranna mallin selitysasetta, mutta sen mukana pitäminen mallissa on mielekäästä, sillä GWR-menetelmä osoittaa sen ennustavan heikosti kokonaishedelmällisyyslukemia niillä Etelä-Suomen paikkakunnilla, joissa koetaan vuodesta toiseen voimakasta muuttovoittoa.

Edellisen luvun kuvioista 14 voimme nähdä, kuinka uskontokuntiin kuulumattomuus on voimakasta suuressa osassa Etelä-, Varsinais- ja Keski-Suomea. Suomessa uskontokuntiin kuulumattomien määrä onkin 2010-luvun jälkipuolella miltei kolminkertaistunut verrattuna vuoden 1990 lukemiin (10%). Pohjanmaalla ja Kainuussa taas kirkkoon kuuluu reilusti yli 90 prosenttia (%) väestöstä. Sekularisaatio ilmenee hyvin alueellisesti Suomessa, kuten näyttää myös olevan laita sen merkityksen osalta suhteessa kunnittaiseen kokonaishedelmällisyyteen. Kaistaleella Etelä-Lapista

eteläisintä Pohjanmaata myöten sekularisaation nousu ennustaa koko tarkasteluajanjaksolla negatiivista kokonaishedelmällisyyden kehitystä, mutta Kaakkois- ja Etelä-Suomessa sekularisaatiolla ei näy olevan ollenkaan vaikutusta kokonaishedelmällisyyteen. Toisaalta positiivisesta yhteydestäkään ei sovi näillä alueilla puhua, mutta tilastollista merkitsevyyttä ei negatiiviselle korrelaatiolle ilmene minkään viisivuotisintervallin aikana.

Ylimpään ja alimpaan tulokymmenyksen kuuluvan väestön yleistymisen saattaa viitata negatiiviseen eriarvoistumiskehitykseen, etenkin jos samassa kunnassa on suuri määrä kumpaankin kategoriaan kuuluvia talouksia. Muuttajat voivat toisaalta kertoa myös muutoksista tarkastelun alla olevan kunnan elinkeinoelämässä. Huomioitavaa on, että tulosten perusteella ylimpään ja alimpaan tulokymmenyksen kuuluvien asukkaiden suhteellisen väestömäärän kasvu kunnassa ennustaa kokonaishedelmällisyyden laskua samoilla maantieteellisillä alueilla ja vielä melko samalla voimakkuudella.

Pohjanmaalta itärajalle ulottuvalla alueella kummankin tulokymmenyksen ääripään suhteellisen väestömäärän kasvu näyttää ennustavan matalampaa kokonaishedelmällisyyttä. Etelä-Suomessa vaikutuksia ei näytä syntyvän kumpaankaan suuntaan. Lapissa naapurikuntien voimakkaasti toisistaan poikkeavat tulokset aiheuttavat lähinnä epäilyksiä etäisyysparametrin toimivuudesta alueilla, joissa kunnat ovat muuta maata suuremmat, eivätkä ne juurikaan omaa rajoja toisten suomalaisten kuntien kanssa. Kysymys eriarvoisuuden lisääntymisen ja kokonaishedelmällisyyden laskun negatiivisesta korrelaatiosta jää valittujen muuttajien kanssa hieman kesken, ja sen mahdollista ilmenemistä tulisi tutkia yksityiskohtaisemmin.

Maantieteellisesti painotetun regressioanalyysin tulokset korostavat Suomen suurta pinta-alaa ja alueellisia eroavaisuuksia. Tutkielmassa käytetyt muuttajat tuntuvat toimivan aiemman tutkimuksen pohjalta melko odotetulla tavalla Pohjanmaan, Keski-Suomen ja Kainuun alueilla. Opiskelijoiden suhteellista väestöosuutta kuvaavaa muuttujaa lukuun ottamatta Etelä-Suomen väkirikkaimmilla alueilla muuttajien tilastolliset merkitsevyydet jäävät melko olemattomiksi. Näyttääkin siltä, että Etelä-Suomen kaupungeissa, joissa kokonaishedelmällisyyyslukemat ovat maan alhaisimmalla tasolla, koulutuksen, työttömyyden, sekularisaation ja tulotason mittarit ennustavat toteutunutta kokonaishedelmällisyyttä heikommin kuin muualla Suomessa – etenkin Pohjanmaalla ja Kainuussa. Tulosten perusteella voidaan todeta, että alueiden

rakenteelliset erot ovat melko mittavat. Laajemman demografisen tutkimuksen kannalta olisi kiinnostavaa löytää uudenlaisia mittareita ja menetelmiä, jotka paremmin ennustaisivat kokonaishedelmällisyyttä kasvukeskuksissa ja urbaaneilla alueilla. Pohjanmaan seudulla vanhojen demografiamallien mukaiset mekanismit näyttäisivät toimivan toistaiseksi hyvin, kun etelässä mahdollisesti uudet syyt selittävät kokonaishedelmällisyyden muutoksia.

8. Johtopäätökset

Vuonna 2019 syntyvyys on laskenut Suomessa yhdeksän vuotta yhtämittaisesti. Demografisen tutkimuksen kannalta on kiinnostavaa nähdä mihin vuoteen lasku päättyy ja tapahtuuko 2020-luvulla korjausliike, joka tasapainottaa menneiden vuosien alentuneita lukemia. 1970-luvulta saakka on totuttu näkemään nousu- ja laskukausia kokonaishedelmällisyydessä (ks. Kuvio 3), joten 2020-luvun ”nousukausi” ei sikäli olisi yllättävää. 2010-luvun laskusuhdanne on ollut kuitenkin poikkeuksellisen pitkä, ja tämä herättää epäilyksiä siitä, että jotain kokonaishedelmällisyyteen vaikuttavia yhteiskunnallisia muutoksia on 2000-luvun alkupuolella tapahtunut (Hellstrand et al. 2019). Samanaikaisesti eräät Suomen kunnat tarjoavat taloudellisia porkkanoita, joiden kuntapäättäjät toivovat houkuttelevan alueelle uusia veronmaksajia (Taloussanomien 02.05.2019: *”Kunta alkoi maksaa vauvarahaa 10 000 euroa – vauvojen määrä singahti nousuun”*; Kuntalehti 23.8.2018: *”Vauvarahan sijasta hyviä palveluita? – Haussa Suomen vauvaystävällisin kunta”*). Johtavilta kansanedustajilta ei kuitenkaan ole Antti Rinteen synnytystalkooehdotusten jälkeen kuultu yhtä äänekkäitä kannanottoja kokonaishedelmällisyyslukemien nostamiseksi. Rinteen tahdittomat sanavalinnat ja yksittäisten ihmisten henkilökohtainen päätäntävalta omasta perheellistymisestään ovat saaneet poliitikot mahdollisesti välttämään arkaluontoisen asian äänekkästä julkisista puntarointia.

Vauvarahojen maksun vaikutuksia kunnittaisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin olisi syytä tutkia, mutta väkimäärältään pienten kuntien yksittäiset ja eri suuruiset taloudelliset kannustimet tekevät johtopäätösten tekemisestä hankalaa. Lisäksi kuntien motiivit vauvarahojen maksuun vaihtelevat hyvinkin laajasti. Helsingissä, jossa kokonaishedelmällisyys on Suomen alhaisimmalla tasolla, riittää asukkaita ja kunnan väestömäärä kasvaa jatkuvasti. Muissakin suurissa kaupungeissa väkeä riittää, vaikka

syntyvyys on muuta maata ja ympäryskuntia alhaisemmalla tasolla. Alueiden rakenteellisista eroista johtuen erilaisten sosiaalitukien tarve ja vaikutukset ovat moninaiset.

Jos vauvarahojen vaikutukset havaittaisiin kokonaishedelmällisyyttä nostaviksi ja niiden myöntämiseen löytyisi halukkuutta, voisi maksettavan lapsilisän tarkistus olla keino poliittisesti vaikuttaa kansalliseen kokonaishedelmällisyysasteeseen. Tämän tutkimuksen tarkoitus on erilaisten vauvakatoon vaikuttavien pikavippien pyörittämisen sijaan kuitenkin havainnollistaa suurempia yhteiskunnan rakenteita, jotka välillisesti tai välittömästi ovat yhteydessä perheiden kokoon. Olen tutkinut sosioekonomisten muuttujien vaikutuksia kokonaishedelmällisyyteen Suomessa ajanjaksolla 1987–2017.

Tutkielmassa testatuilla sosioekonomisilla tekijöillä – koulutusasteella, opiskelijoiden suhteellisella väestömäärällä, työttömyysluvuilla, kokonaisnettomuutolla, tulotasolla ja sekularisaatiolla – voidaan tulosten valossa todeta olevan vaikutusta kunnittaisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin. Kiinteiden vaikutusten mallista ilmenee, että työttömyyden, opiskelijoiden osuuden, sekularisaation ja tuloluokista varakkaimman kymmenyksen suhteellisen väestömäärän kasvu kunnissa vaikuttaa negatiivisesti kokonaishedelmällisyyteen. Toisen asteen ja korkea-asteisen koulutuksen yleistymisen sekä kunnan muuttovoitto taas nostavat kunnittaisia kokonaishedelmällisyyslukemia. Toisilla tekijöillä vaikutus on tarkasteluajanjaksolla vaatimaton, ja niiden merkitys saattaa hävitä, kun tuloksia tarkastellaan eri ajankohtina tai kuntien väestömäärää painottaen. Maantieteellä on huomattava merkitys siihen, kuinka paljon ja minkä suuntaisesti tarkasteltavat muuttujat vaikuttavat kunnittaisiin kokonaishedelmällisyyslukuihin. Valtaosa muuttujista vaikuttaa Pohjanmaalla, Keski-Suomessa ja Kainuussa voimakkaammin kokonaishedelmällisyyteen kuin Etelä-Suomessa.

Väestön kiihtyvä virtaus kasvukeskuksiin aiheuttaa voimistuvia rakenne-eroja maaseudun ja kaupunkien välille, ja tämä aiheuttaa muutoksia sosioekonomisten tekijöiden ja kokonaishedelmällisyyden välisissä mekanismeissa. Alueellisten erojen korostumisen myötä kasvukeskuksia ja maaseutua tulisikin jatkossa tutkia toisistaan erillään. Syyt madaltuviin kokonaishedelmällisyyslukemiin löytyvät kasvukeskuksista,

joissa syntyvyys on maaseutua alhaisemmalla tasolla, joten tarkastelua kannattaisi jatkossa kohdistaa entistä enemmän nimenomaan kaupunkeihin.

Tutkimuksessa havaitaan, että korkea-asteisen koulutuksen omaavien suhteellinen väestökasvu kunnassa vaikuttaa positiivisesti kunnittaisiin kokonaishedelmällisyyslukemiin. Toisen asteen koulutuksella on tulosten valossa saman suuntainen, mutta lievempi positiivinen vaikutus. Tilastollinen merkitsevyys jatkokoulutuksen ja kokonaishedelmällisyyden positiiviselle korrelaatiolle on voimakkaampi alle 40 000 hengen kunnissa ja vahvempi 1995–2017 aineistolla verrattuna 1987–2017 aineistoon. Tulos tukee aiempia pohjoismaisia tutkimuksia, joissa on havaittu koulutuksen ja tasa-arvon lisääntymisen yhteys kokonaishedelmällisyyden laskun taantumiseen (Jalovaara et al. 2019; Myrskylä et al. 2009). Demografisen transition etenemisen kannalta tulosta voidaan pitää samanaikaisesti myös yllättävänä. Transitioteorian mukaan koulutuksen lisääntyminen yhteiskunnassa johtaa alhaisempaan kokonaishedelmällisyyteen, mutta tämän tutkimuksen tulosten mukaan kunnan koulutusasteen lisääntyminen johtaa Suomessa päinvastaiseen lopputulokseen (vrt. Dyson 2010, 3–31; Van de Kaa 2002). Ilmiön voimistuminen tuoreemmalla aineistolla kertoo siitä, että havaittu muutos on melko uusi ja sen kulkua tulisi pitää silmällä jatkotutkimuksissa.

Koulutusasteen noustessa myös opiskelu-urat ovat pidentyneet ja opiskelun ja vanhemmuuden hankalan yhteensovittavuuden myötä ensisynnytykset ovat lykkääntyneet (Andersson et al., 2009; Gustafsson, 2001). Kuntatason tarkastelussa ilmiö näkyy voimakkaimmin alueilla, joissa asuu runsaasti yliopisto-opiskelijoita. Näillä alueilla myös kokonaishedelmällisyyslukemat ovat tarkasteluajanjaksolla olleet Suomen alhaisimpia. Opiskelun ja vanhemmuuden hankala yhteensopivuus näkyy etenkin tutkielman väestöpainotetuissa tuloksissa, joissa opiskelijoiden lisääntynyt määrä kunnassa ennustaa kokonaishedelmällisyyden voimakasta laskua. Opiskelijastatuksen on huomattu ennustavan myös yleisempää turvautumista aborttiin ei-toivotun raskauden yhteydessä (Väisänen 2010). Havainto osaltaan vahvistaa opiskelijoiden lukumäärän ja matalamman kokonaishedelmällisyyden välistä korrelaatiota.

Pohjoismaiseen universalismiin perustuvien kannustimien ja elinoloja parantavien tulonsiirtojen vaikutukset ulottuvat kansalliseen väestörakenteeseen saakka. Yhä suuremman väestönosuuden keskittyessä valtion kannustamaan opintopolkuun, jää perhe-elämään panostamiselle biologisista syistä aiempaa vähemmän aikaa. 20–29-vuotiaiden vanhempien vähentyneet synnytykset (ks. Kuvio 2) selittävät suuren osan vuosituhannen taitteessa ja sen jälkeen nähdystä perherakenteiden muutoksista. (Kohler et al. 2002; Lutz et al. 2007; Sobotka 2004.)

Korkeakoulutukseen helposti yhdistettävä korkeimpaan tulokymmenyksen kuuluvien suhteellisen väestömäärän lisääntyminen laskee kunnittaisia kokonaishedelmällisyyslukemia tarkasteluajavälillä 1995–2017. Ilmiö tukee aiempia havaintoja siitä, että korkealle arvostetut työpaikat vievät tilaa perhe-elämälle osoitetulta ajalta (Friedlander et al. 1999). Lisäksi korkeat tulot edellyttävät pitkää koulutusuraa, jolloin perheellistyminen viivästyy ja lapsia aletaan hankkia vasta myöhäisellä iällä. Alimpaan tulokymmenyksen kuuluvien osuudella havaitaan saman suuntainen, joskin heikompi vaikutus. Matalatuloisten suhteellisen väestömäärän kasvu näyttää alentavan kokonaishedelmällisyyttä, mutta tulosten perusteella ainoastaan väestöpainotetussa kiinteiden vaikutusten mallissa. Kun suurimmat kunnat poistettiin mallista, matalatuloisuudella ei ollut enää tilastollista merkitsevyyttä. Kiinnostavaa on, että tulotasojen ääripäät näyttivät vaikuttavan alueellisesti voimakkaimmin maan keskiosissa, mutta Etelä-Suomessa tulotasojen merkitsevyys on olematon.

Tarkasteluajanjaksolla maallistuminen on voimistunut ja kirkkoon kuulumattomien määrä moninkertaistunut maanlaajuisesti. Suurimmat syntyvyyslukemat esiintyvät samoilla alueilla, joissa sekularisaatio on ollut vähäisintä, ja jossa johonkin uskonnolliseen yhdyskuntaan kuuluu lähes koko väestö. Tutkimuksessa huomataan, että Etelä-Suomessa, jossa uskontokuntiin kuulumattomuus on maan yleisintä, kokonaishedelmällisyysasteen ja sekularisaation yhteys on muuttunut 2000-luvulla olemattomaksi. Voimakkainta sekularisaation negatiivinen vaikutus kokonaishedelmällisyysasteeseen on Pohjanmaalla, Kainuussa ja Keski-Suomessa, jossa sekularisaation yleistymisen ennustaa koko tarkasteluajanjakson ajan kokonaishedelmällisyyden laskua. Merkillepantavaa on se, että sekularisaation merkitys pysyy alueellisesti hyvin samankaltaisena koko tarkasteluajanjakson ajan.

Tulosten valossa työttömyyden nousu kunnassa ennustaa kokonaishedelmällisyyslukemien laskua. Aiempien oletusten mukaan työttömyyden lisääntyminen luo epävarmuutta tulevaan, joka saattaa aiheuttaa perheellistymisen lykkäystä etenkin nuorten kohdalla (Adsera 2005; Goldstein et al. 2013). 1990-luvun laman aikana kokonaishedelmällisyysaste oli Suomessa kuitenkin nousussa. Kotihoidontukea nostavien vanhempien määrä kasvoi laman aikana merkittävästi, ja käteiskompensaatio on saattanut jopa nostaa 90-luvun alun hedelmällisyystilastoja. (Sipilä & Korpinen, 1998.) Vuosina 1987–2017 työttömyyden lisääntymisen negatiivinen vaikutus kokonaishedelmällisyyteen on havaittavissa, mutta se on maltillisempi verrattuna vuosiin 1995–2017 kaikki kunnat huomioivassa mallissa.

Työttömyyden negatiivinen vaikutus kokonaishedelmällisyyteen on voimistunut 2000-luvulla, joka ilmenee maantieteellisesti painotetuista regressiotuloksista. GWR-karttojen perusteella Pohjanmaalla ja Kainuussa työttömyyden vaikutus kokonaishedelmällisyyteen on ollut merkittävintä. Etelä- ja Lounais-Suomessa työttömyyden vaikutus on ollut miltei olematon. Näillä alueilla sijaitsevat Suomen väestötiheimmät alueet, joka indikoi työttömyyden olevan merkittävämpi kokonaishedelmällisyyttä madaltava tekijä maaseutupainotteisilla alueilla verrattuna kaupunkeihin.

Muuttovoitolla näyttäisi tulosten valossa olevan kunnittaista kokonaishedelmällisyyttä nostattava vaikutus. Kokonaisnettomuuton ja kokonaishedelmällisyyden välinen yhteys havaitaan voimakkaammaksi alle 40 000 asukkaan kunnissa⁶⁵ verrattuna kaikki kunnat huomioiviin malleihin. Maantieteellisesti muuttovoitto vaikuttaa voimakkaimmin Pohjanmaalla, kun taas Etelä-Suomessa muuttovoiton vaikutukset jäävät melko olemattomiksi. Positiivisen kokonaisnettomuuton voidaan sanoa toimivan ennusteena korkeammasta kokonaishedelmällisyydestä niiden kuntien kohdalla, jotka vetävät uusia asukkaita puoleensa, mutta joissa väestötiheys ja asumiskustannukset eivät kuitenkaan ole maan korkeimmat.

Kvantitatiivisten tutkimusmenetelmien rinnalle voisi tulevissa tutkimushankkeissa ottaa käyttöön myös toisenlaisia menetelmiä. Kokonaishedelmällisyysluvun muodostumiseen

⁶⁵ Taulukot 3 ja 4.

vaikuttaa moninaiset kulttuurilliset ja sosioekonomiset syyt, eikä kaikkia vaikuttavia tekijöitä välttämättä pystytävä tavoittamaan yksistään kansallisia tilastoja tarkastelemalla. Haastattelututkimukset ovat monissa tapauksissa hyödyllisiä menetelmiä, kun pyritään pääsemään selville ihmisten henkilökohtaisista tavoitteista ja preferensseistä. Ihmisten ajatuksia johdonmukaisesti kuulemalla voidaan saavuttaa täsmällisempää tietoa myös siitä, mitä mittareita kvantitatiivisessa tutkimuksessa olisi hyödyllisintä käyttää. (ks. esim. Miettinen 2015; Rotkirch et al. 2017.)

Lisääntymiseen liittyvissä kysymyksissä keskustelu painottuu monesti naisten käyttäytymiseen ja vain yhden sukupuolen tarkasteluun, vaikka miehiä tarvitaan lisääntymiseen ihan yhtä lailla kuin naisia. Isyyden seuranta ja isäksi tulemisen taustatekijöiden lähempi tarkastelu voisi avata niitä tekijöitä, jotka vaikuttavat kokonaishedelmällisyysasteeseen. Osittain biologisista syistä ja menneiden vuosikymmenten vahvoista sukupuolirooleista johtuen äitien yhteys lapsiin on ollut isää vahvempi, ja myös kokonaishedelmällisyyteen liittyvät rekisterit on laadittu sukupuolirooleihin nojaten. Sukupuolten välisten kohtaanto-ongelmien myötä myös pariutuminen on joillain paikkakunnilla haastavampaa kuin toisilla. Kohtaanto-ongelmista johtuvien ”vinoutumien” takia joillain paikkakunnilla hedelmällisyystilastot saattavat olla harhaanjohtavia⁶⁶.

Periodikohtaisen kokonaishedelmällisyysasteen tutkimiseen liittyy tieteellisiä aukkoja, koska se on pohjimmiltaan yksinkertaistettu oletus tulevien vuosien hedelmällisyyskäyttäytymisestä. Periodikohtaisten kokonaishedelmällisyyslukujen tulkintaa on moitittu myös siitä, että ne ovat välittömässä vaikutuksessa hedelmällisyyskäyttäytymisen väestötason muutoksiin – muun muassa ensisynnytysten lykkääntymiseen ja synnytystiheyden ailahteluun (Bongaarts & Feeney 1998). Periodiluku antaa kuitenkin pidemmällä ajanjaksolla tarkasteltuna melko totuudenmukaisen kuvan syntyvyyslukemista ja niiden vaihteluista. Sen hyödyntäminen

⁶⁶ Niillä paikkakunnilla, joilla naiset ovat enemmistössä 15–45 vuotiaiden ikäryhmissä, periodikohtaiset kokonaishedelmällisyystilastot ovat ”vinoutuneita” suhteessa miehiin ja päinvastoin. Koska kokonaishedelmällisyys lasketaan äidiksi tulleiden ja kaikkien naisten välisestä suhteesta ikäryhmittäin, jäävät kokonaishedelmällisyyslukemat ”matalaksi” niillä alueilla, joilla kaikille naisille ei löydy epätasaisen sukupuolijakauman johdosta kumppania. Miesvaltaisilla paikkakunnilla taas kokonaishedelmällisyyslukemat ovat ”korkeat”, koska naisille riittää ylitarjontaa kumppaniehdokkaista. Tällaisilla paikkakunnilla kohtaanto-ongelma ei pääse madaltamaan kokonaishedelmällisyyslukemia. (Vrt. ASFR, luku 4).

nykypäivän syntyvyyslukemien tarkastelussa on myös mahdollista – toisin kuin kohorttihedelmällisyyden – ja siksi olen nojannut tutkielmassani periodihedelmällisyyslukuihin.

Korkean koulutustason ja kokonaishedelmällisyyden positiivinen yhteys herättää kiinnostavia jatkotutkimusmahdollisuuksia. Jos viime vuosikymmeninä Pohjoismaissa havaittu ilmiö, jossa korkeakoulutetut pariutuvat matalammin koulutettuja helpommin, jatkuu saman kaltaisena, nousee esiin kysymys matalasti koulutettujen rakenteellisesta syrjäytymisvaarasta ja yhteiskunnan jakautumisesta syvemmin eri luokkiin.

Pariutumisen ja perheellistymisen vaikeutumista voisi tutkia syrjäytymisvaarassa olevilla ja verrata havaintoja koko väestöön. Ilmiön voimistumiseen viittaa se, että korkea-asteen tilastollinen merkitsevyys ilmenee vuosien 1995–2017 kaikki kunnat huomioivassa aineistossa, vaikka 1987–2017 aineistossa merkitsevyyttä ei ole vielä havaittavissa.

Tutkielman laajuutta voisi myös parantaa ottamalla seurantaan muita maita. Muiden pohjoismaisten kunta-aineistojen hyödyntäminen voisi antaa lisänäkemyksiä alueellisten erojen laajuudesta ja kokonaishedelmällisyyteen vaikuttavista tekijöistä. Vaikka pohjoismaiset kokonaishedelmällisyyslukemat ovat viime vuosikymmeninä olleet melko samalla tasolla, kansalliset vivahde-erot voisivat antaa syitä kulttuurillisten erojen pohdinnalle. Lisäksi alueellisissa mekanismeissa oli Suomen sisällä melko voimakkaita eroja, joten niitä voisi kuvitella löytyvän myös muiden Pohjoismaiden sisältä.

Sosioekonomisten vaikutteiden yhteys kokonaishedelmällisyyteen on tämän tutkimuksen tulosten valossa kiistatonta. Tulevaisuudessa olisi myös aiheellista lähestyä kokonaishedelmällisyyden ja sosioekonomisten vaikutteiden yhteyttä lääketieteen avulla. Tutkimuksissa on löydetty viitteitä sosioekonomisen aseman ja lisääntymiskyvyn välisistä vaikutteista. Heikon yleisterveyden ja matalan sosioekonomisen aseman yhteys näyttää vaikuttavan myös lisääntymiskykyyn. (Virtanen et al. 2019.)

Tutkielman merkittävin havainto tulee maantieteellisesti painotetun regressioanalyysin pohjalta. Tarkasteluun valitut sosioekonomiset muuttujat ennustivat kunnittaisia

kokonaishedelmällisyyslukemia johdonmukaisesti paremmin Keski-Suomessa, Kainuussa ja Pohjanmaalla, jossa pääosin maaseudulla asuva väestö on muuta maata uskonnollisempaa ja kokonaishedelmällisyyslukemat maan korkeimmalla tasolla. Etelä-Suomessa tulokset jäivät muuta maata heikommiksi kaikkien muiden selittävien muuttujien osalta, paitsi opiskelijoiden suhteellisen osuuden. Tutkimuskirjallisuuden pohjalta valittujen sosioekonomisten muuttujien hyödyntäminen tutkielmassa on perusteltua, mutta niiden toimivuus Etelä-Suomessa on yllättävän heikkoa. Näihin havaintoihin nojaten, kokonaishedelmällisyyttä olisi syytä tarkastella läheisemmin kasvukeskuksia ja väestökeskittymiä toisiinsa verraten. Tällaisilla alueilla sosiodemografiset mekanismit näyttävät olevan muuntumassa uuteen suuntaan (Jalovaara et al. 2019). Pohjoismaisia suuria kaupunkeja voisikin jatkossa tutkia ja vertailla läheisemmin, sillä niissä ihmiset ovat kulttuurillisesti ja elintavoiltaan melko lähellä toisiaan ja yhteiskunnalliset rakenteet ovat homogeenisiä (Lindert, 2004, 179). Uusien trendien ja elintapojen etsiminen voisi kaupunkitutkimuksen avulla edetä uusiin suuntiin ja yhteiskunnassa vallitsevat perheellistymiskäytännöt aueta entistä tarkemmin.

10. Lähteet

Tilastolliset lähteet

Tilastokeskus 2018:

Verkko-osoite: <http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/pxweb/fi/StatFin/>.

Tilastokeskus. Väestörakenne [verkkojulkaisu]. Helsinki.

<http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/1eb976b8-9f21-436e-aec9-34644844102b;>

[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/fd806fa7-1af2-4356-8522-95fdd0b7bd7e.](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/fd806fa7-1af2-4356-8522-95fdd0b7bd7e)

(Vierailtu 03.12.2018)

Tilastokeskus. Syntyneet [verkkojulkaisu]. Helsinki.

[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/d165b67d-e6b2-4c2f-9827-c590b4a29209.](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/d165b67d-e6b2-4c2f-9827-c590b4a29209)

(Vierailtu 18.03.2019)

Tilastokeskus. Muuttoliike [verkkojulkaisu]. Helsinki.

[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/bf3403ca-7e16-4bf1-82f0-4fede9445df6.](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/bf3403ca-7e16-4bf1-82f0-4fede9445df6)

(Vierailtu 18.03.2019)

Tilastokeskus. Työssäkäynti [verkkojulkaisu]. Helsinki.

<http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/3a2dcfd3-9df6-48a1-a757-7d53b5de98d8;>

[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/b51239fc-c647-44a1-9284-8ae5fc95a23d.](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/b51239fc-c647-44a1-9284-8ae5fc95a23d)

(Vierailtu 18.03.2019)

Tilastokeskus. Väestön koulutusrakenne [verkkojulkaisu]. Helsinki.

[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/2ffdd0c7-495f-4104-a992-7cce2f24d3fd.](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/2ffdd0c7-495f-4104-a992-7cce2f24d3fd)

(Vierailtu 18.03.2019)

Tilastokeskus. Tulonjaon kokonaistilasto [verkkojulkaisu]. Helsinki

[http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/d5a16592-f4d1-42d3-b69e-3ddf41f0f0c8.](http://pxnet2.stat.fi/PXWeb/sq/d5a16592-f4d1-42d3-b69e-3ddf41f0f0c8)

(Vierailtu 18.03.2019)

Worldbank 2019:

Verkko-osoite: <https://data.worldbank.org/indicator>.

Fertility rate, total.

Tunniste: SP.DYN.TFRT.IN

(Vierailtu 20.04.2019)

Urban population (% of total population).

Tunniste: SP.URB.TOTL.IN.ZS

(Vierailtu 20.04.2019)

Educational attainment, at least completed upper secondary, population 25+, total (%) (cumulative).

Tunniste: SE.SEC.CUAT.UP.ZS

(Vierailtu 20.04.2019)

Population ages 65 and above (% of total population).
Tunniste: SP.POP.65UP.TO.ZS
(Vierailtu 20.04.2019)

Unemployment, total (% of total labor force) (modeled ILO estimate).
Tunniste: SL.UEM.TOTL.ZS
(Vierailtu 20.04.2019)

Sanomalehdet ja uutismediat

Helsingin Sanomat: 18.07.2019.
<https://www.hs.fi/kaupunki/art-2000006175112.html>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Helsingin Sanomat: 16.07.2019.
<https://www.hs.fi/kotimaa/art-2000006177483.html>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Iltaalehti: 26.04.2019.
<https://www.iltalehti.fi/kotimaa/a/ca47a2e1-c7ee-4fbe-865d-9a280b4e5454>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Ilta-Sanomat: 16.05.2019.
<https://www.is.fi/kotimaa/art-2000006107499.html>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Kuntalehti: 23.08.2018.
<https://kuntalehti.fi/uutiset/paatoksenteko/vauvarahan-sijasta-hyvia-palveluita-haussa-suomen-vauvaystavallisin-kunta/>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Taloussanomat: 02.05.2019.
<https://www.is.fi/taloussanomat/art-2000006089165.html>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Taloussanomat: 02.05.2019.
<https://www.is.fi/taloussanomat/art-2000006089194.html>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Yle: 16.11.2018
<https://yle.fi/uutiset/3-10511908>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Yle: 24.08.2017.
<https://yle.fi/uutiset/3-9795006>.
(Viitattu: 06.09.2019)

Kirjallisuus

Adsera, Alicia: Vanishing children: From high unemployment to low fertility in developed countries. *American Economic Review*, 95(2), 189–193. 2005.

Andersson, Gunnar; Rønsen, Marit; Knudsen, Lisbeth; Lappegård, Trude; Neyer, Gerda; Skrede, Kari; Teschner, Kathrin; Vikat, Andres: Cohort fertility patterns in the Nordic countries. *Demographic Research*, 20(14), 313–352. 2009.

Anttonen, Anneli & Sipilä, Jorma: Universalismi Britannian ja Pohjoismaiden sosiaalipolitiikassa. *Janus Sosiaalipolitiikan Ja Sosiaalityön Tutkimuksen Aikakauslehti*, 18(2), 104–120. 2010.

Baudin, Thomas: Religion and fertility: The French connection. *Demographic Research*, 32(13), 397–420. 2015.

Becker, Gary: An economic analysis of fertility. Teoksessa: Coale, Ansley (toim.): *Demographic and economic change in developed countries*. Princeton, NJ. Princeton University Press. 209–240. 1960.

Becker, Gary: Nobel lecture: The economic way of looking at behavior. *Journal of Political Economy*, 101(3), 385–409. 1993.

Becker, Sascha; Nagler, Markus; Woessmann, Ludger: Education and religious participation: City-level evidence from Germany's secularization period 1890–1930. *Journal of Economic Growth*, 22(3), 273–311. 2017.

Bergsvik, Janna: Linking neighbors' fertility. Third births in Norwegian neighborhoods. *Statistics Norway*, Discussion paper, 898. 2019.

Billari, Francesco; Liefbroer, Aart; Philipov, Dimitar: The postponement of childbearing in Europe: Driving forces and implications. *Vienna Yearbook of Population Research*, 4, 1–17. 2006.

Black, Dan; Kolesnikova, Natalia; Sanders, Seth; Taylor, Lowell. Are children normal? *The Review of Economics and Statistics*, 95(1), 21–33. 2013.

Bongaarts, John: Completing the fertility transition in the developing world: The role of educational differences and fertility preferences. *Population Studies*, 57(3), 321–335. 2003.

Bongaarts, John & Feeney, Griffith: On the quantum and tempo of fertility. *Population and Development Review*, 24(2), 271–291. 1998.

Caucutt, Elizabeth; Guner, Nezih; Knowles, John: Why do women wait? Matching, wage inequality, and the incentives for fertility delay. *Review of Economic Dynamics*, 5(4), 815–855. 2002.

Cleland, John & Wilson, Christopher: Demand theories of the fertility transition: An iconoclastic view. *Population Studies*, 41(1), 5–30. 1987.

Comolli, Chiara: Finnish fertility: Pro- or counter-cyclical. *Research on Finnish Society*, 11, 58–64. 2018.

Comolli, Chiara; Neyer, Gerda; Andersson, Gunnar; Dommermuth, Lars; Fallesen, Peter; Jalovaara, Marika; Jonsson, Ari; Kolk, Martin; Lappegard, Trude: Beyond the economic gaze: Childbearing during and after recessions in the Nordic countries. SRRD working paper series. Stockholm University. 2019.

Cygan-Rehm, Kamila & Maeder, Miriam: The effect of education on fertility: Evidence from a compulsory schooling reform. *Labour Economics*, 25, 35–48. 2013.

De la Croix, David & Delavallade, Clara: Religions, fertility, and growth in Southeast Asia. *International Economic Review*, 59(2), 907–946. 2018.

Del Boca, Daniela: The effect of child care and part time opportunities on participation and fertility decisions in Italy. *Journal of Population Economics*, 15(3), 549–573. 2002.

Diamond, Ian; Newby, Margaret; Varle, Sarah: Female education and fertility: Examining the links. Teoksessa: C. H. Bledsoe, Caroline; Casterline, John; Johnson-Kuhn, Jennifer; Haaga, John (toim.): *Critical perspectives on schooling and fertility in the developing world*. Washington, DC. National Academy Press. 23–48. 1999.

Dominiak, Piotr; Lechman, Ewa; Okonowicz, Anna: Fertility rebound and economic growth. New evidence for 18 countries over the period 1970–2011. *Equilibrium. Quarterly Journal of Economics and Economic Policy*, 10(1), 91–112. 2014.

Dorius, Shawn: Global demographic convergence? A reconsideration of changing intercountry inequality in fertility. *Population and Development Review*, 34(3), 519–537. 2008.

Dyson, Tim: Population and development: The demographic transition. London; New York. Zed Books. 2010.

Easterlin, Richard: The conflict between aspirations and resources. *Population and Development Review*, 2(3), 417–425. 1976.

Edwards, Jeffrey: Building better econometric models using cross section and panel data. New York. Business Expert Press. 2014.

Feinstein, Charles & Thomas, Mark: Making history count: A primer in quantitative methods for historians. Cambridge. Cambridge University Press. 2002.

Ferrera, Maurizio: The 'Southern model' of welfare in social Europe. *Journal of European Social Policy*, 6(1), 17–37. 1996.

Finnäs, Fjalar: Fertility in Larsmo: The effect of Laestadianism. *Population Studies*, 45(2), 339–351. 1991.

- Firebaugh, Glenn: Empirics of world income inequality. *American Journal of Sociology*, 104(6), 1597–1630. 1999.
- Friedlander, Dov; Okun, Barbara; Segal, Sharon: The demographic transition then and now: Processes, perspectives, and analyses. *Journal of Family History*, 24(4), 493–533. 1999.
- Goldscheider, Frances; Bernhardt, Eva; Lappegård, Trude: The gender revolution: A framework for understanding changing family and demographic behavior. *Population and Development Review*, 41(2), 207–239. 2015.
- Goldstein, Joshua; Kreyenfeld, Michaela; Jasilioniene, Aiva; Örsal, Deniz: Fertility reactions to the "Great recession" in Europe: Recent evidence from order-specific data. *Demographic Research*, 29, 85–103. 2013.
- Goldstein, Joshua; Sobotka, Tomas; Jasilioniene, Aiva: The end of “lowest-low” fertility? *Population and Development Review*, 35(4), 663–699. 2009.
- Goldstein, Joshua; Lutz, Wolfgang; Testa, Maria Rita: The emergence of sub-replacement family size ideals in Europe. *Population Research and Policy Review*, 22(5–6), 479–496. 2003.
- Guinnane, Timothy: The historical fertility transition: A guide for economists. *Journal of Economic Literature*, 49(3), 589–614. 2011.
- Gustafsson, Siv: Optimal age at motherhood. Theoretical and empirical considerations on postponement of maternity in Europe. *Journal of Population Economics*, 14(2), 225–247. 2001.
- Harvey, David: From managerialism to entrepreneurialism: The transformation in urban governance in late capitalism. *Geografiska Annaler: Series B, Human Geography*, 71(1), 3–17. 1989.
- Hellstrand, Julia; Nisen, Jessica; Myrskylä, Mikko: All-time low fertility in Finland: drivers, tempo effects, and cohort implications. *Max Planck Institute for Demographic Research. Working paper WP 2019-006*. 1–33. 2019.
- Hiilamo, Hiilamo: Fertility response to economic recessions in Finland 1991–2015. *Finnish Yearbook of Population Research*, 52, 15–28. 2017.
- Hinde, Andrew: Demographic methods. London; New York: Arnold. 1998.
- İşik, Oğuz & Pınarcıoğlu, Melih: Geographies of a silent transition: A geographically weighted regression approach to regional fertility differences in Turkey. *European Journal of Population*, 22(4), 399–421. 2006.
- Jain, Anrudh & Ross, John: Fertility differences among developing countries: Are they still related to family planning program efforts and social settings? *International Perspectives on Sexual and Reproductive Health*, 38(1), 15–22. 2012.

Jalovaara, Marika; Neyer, Gerda; Andersson, Gunnar; Dahlberg, Johan; Dommermuth, Lars; Fallesen, Peter; Lappegård, Trude: Education, gender, and cohort fertility in the Nordic countries. *European Journal of Population*, 35(3), 563–586. 2019.

Judson, Ruth & Owen, Ann: Estimating dynamic panel data models: A guide for macroeconomists. *Economic Letters*, 65, 9–15. 1999.

Kirk, Dudley: Demographic transition theory. *Population Studies*, 50(3), 361–387. 1996.

Kirkon tutkimuskeskus: Kirkko muutoksen keskellä; Suomen evankelis-luterilainen kirkko vuosina 2000–2003. 2. korjattu painos. Jyväskylä: Gummerus Kirjapaino Oy. 2004. Luettavissa:
<https://evl.fi/documents/1327140/45386794/Kirkko+muutosten+keskell.pdf/0444d29f-e09f-4dc2-c949-eb8b2d3cf128>

Knodel, John: Demographic transitions in German villages. Teoksessa: Coale, Ansley & Watkins, Susan (toim.): The decline of fertility in Europe. Princeton: Princeton University Press. 337–389. 1986.

Kohler, Hans-Peter; Billari, Francesco; Ortega, Jose: The emergence of lowest-low fertility in Europe during the 1990s. *Population and Development Review*, 28(4), 641–680. 2002.

Kohler, Hans-Peter; Skytthe, Axel; Christensen, Kaare: The age at first birth and completed fertility reconsidered: Findings from a sample of identical twins. *No WP-2001-006, MPIDR Working Papers, Max Planck Institute for Demographic Research*. Rostock, Germany. 2001.

Kulu, Hill & Boyle, Paul: High fertility in city suburbs: Compositional or contextual effects? *European Journal of Population*, 25(2), 157–174. 2009.

Laurent, Helene: Asiantuntijuus, väestöpolitiikka, sota: Lastenneuvoloiden kehittyminen osaksi kunnallista perusterveydenhuoltoa 1904–1955. Helsinki: Helsingin Yliopisto. 2017.

Le Gallo, Julie & Ertur, Cem: Exploratory spatial data analysis of the distribution of regional per capita GDP in Europe, 1980–1995. *Papers in Regional Science*, 82(2), 175–201. 2003.

Lesthaeghe, Ron: The unfolding story of the second demographic transition. *Population and Development Review*, 36(2), 211–251. 2010.

Lesthaeghe, Ron & Surkyn, Johan: Cultural dynamics and economic theories of fertility change. *Population and Development Review*, 14(1), 1–45. 1988.

Li, Zhibin; Wang, Wei; Liu, Pan; Bigham, John; Ragland, David: Using geographically weighted Poisson regression for county-level crash modeling in California. *Safety Science*, 58, 89–97. 2013.

Lindert, Peter: Growing public: Social spending and economic growth since the eighteenth century. *Volume 1: The Story*. Cambridge: Cambridge University Press. 2004.

Longley, Paul; Goodchild, Michael; Maguire, David; Rhind, David: Geographical information systems and science. Chichester: Wiley, 2001.

Lucy, Angela & Thevenon, Olivier: Does economic development drive the fertility rebound in OECD countries? *INED Working Paper*, 167. Paris: INED. 2010.

Lutz, Wolfgang; Skirbekk, Vegard; Testa, Maria Rita: The low-fertility trap hypothesis: Forces that may lead to further postponement and fewer births in Europe. *Vienna Yearbook of Population Research* 2006, 4, 167–192. 2007.

Macunovich, Diane: Fertility and the Easterlin hypothesis: An assessment of the literature. *Journal of Population Economics*, 11(1), 53–111. 1998.

Matres, Ines; Oiva, Mila; Tolonen, Mikko: In between research cultures – The state of digital humanities in Finland. *Informaatiotutkimus*, 37(2). 2018.

Miettinen, Anneli: Miksi syntyvyys laskee? Suomalaisten lastensaantiin liittyviä toiveita ja odotuksia. *Perhebarometri 2015*. Helsinki: Väestöliitto ry. 2015

Miettinen, Anneli; Basten, Stuart; Rotkirch, Anna: Gender equality and fertility intentions revisited: Evidence from Finland. *Demographic Research*, 24(20), 469–496. 2011.

Miller, Harvey: Tobler's first law and spatial analysis. *Annals of the Association of American Geographers*, 94(2), 284–289. 2004.

Mills, Melinda; Rindfuss, Ronald; McDonald, Peter; Te Velde, Egbert: Why do people postpone parenthood? Reasons and social policy incentives. *Human Reproduction Update*, 17(6), 848–860. 2011.

Monstad, Karin; Propper, Carol; Salvanes, Kjell: Education and fertility: Evidence from a natural experiment. *Scandinavian Journal of Economics*, 110(4), 827–852. 2008.

Moran, P.A.P: Notes on Continuous Stochastic Phenomena. *Biometrika*, 37(1), 17–23. 1950.

Myrskylä, Mikko; Kohler, Hans-Peter; Billari, Francesco: Advances in development reverse fertility declines. *Nature*, 460(7256), 741–743. 2009.

Myrskylä, Mikko & Margolis, Rachel: Happiness: Before and after the kids. *Demography*, 51(5), 1843–1866. 2014.

Notestein, Frank: Economic problems of population change. Teoksessa: *Proceedings of the Eight International Conference of Agricultural Economists*. London: Oxford University Press. 13–31. 1953.

Oeppen, Jim & Vaupel, James: Broken limits to life expectancy. *Science*, 296(5570), 1029–1031. 2002.

Pifarré i Arolas, Hector: A cohort perspective of the effect of unemployment on fertility. *Journal of Population Economics*, 30(4), 1211–1239. 2017.

Porter, Jeremy: Human development and the fertility reversal: A spatially centered sub-national examination in the US. *Spatial Demography*, 5(1), 43–72. 2017.

Reher, David: Family ties in Western Europe: Persistent Contrasts. *Population and Development Review*, 24(2), 203–234. 1998.

Rotkirch, Anna; Tammissalo, Kristiina; Miettinen, Anneli; Berg, Venla: Miksi vanhemmuutta lykätään? Nuorten aikuisten näkemyksiä lastensaannista. *Perhebarometri 2017*. Helsinki: Väestöliitto ry. 2017.

Ruokolainen, Anne & Notkola, Irma-Leena: Hedelmällisyys. Teoksessa: Koskinen, Seppo; Martelin, Tuija; Notkola, Irma-Leena; Notkola, Veijo; Pitkänen, Kari; Jalovaara, Marika; Mäenpää, Elina; Ruokolainen, Anne; Ryyänänen, Markku; Söderling, Ismo (toim.): Suomen väestö. Tampere: Gaudeamus. 77–114. 2007.

Sato, Yasuhiro: Economic geography, fertility and migration. *Journal of urban economics*, 61(2), 372–387. 2007.

Schmidt, Lone; Sobotka, Tomas; Gasseholm Bentzen, Janne; Andersen, Nyboe: Demographic and medical consequences of the postponement of parenthood. *Human Reproduction Update*, 18(1), 29–43. 2011.

Schultz, Paul: The fertility transition: Economic explanations. Teoksessa: Smelser, Neil & Baltes, Paul (toim.): *International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences*. Oxford. 5578–5584. 2001.

Sharlin, Allan: Urban-rural differences in fertility in Europe during the demographic transition. Teoksessa: Coale, Ansley & Watkins, Susan (toim.): *The decline of fertility in Europe*. Princeton: Princeton University Press. 234–260. 1986

Sipilä, Jorma & Korpinen, Johanna: Cash versus child care services in Finland. *Social Policy & Administration*, 32(3), 263–277. 1998.

Sobotka, Tomas: Is lowest-low fertility in Europe explained by the postponement of childbearing? *Population and Development Review*, 30(2), 195–220. 2004.

Sobotka, Tomas; Skirbekk, Vegard; Philipov, Dimitar: Economic recession and fertility in the developed world. *Population and Development Review*, 37(2), 267–306. 2011.

Stock, James & Watson, Mark: Introduction to econometrics. International ed. Boston: Addison Wesley. 2003.

Sutela, Hanna: Määräaikainen työ ja perheellistyminen Suomessa 1984–2008. Helsinki: Tilastokeskus. 2013.

Thomson, Elizabeth & Bernhardt, Ewa: Education, values, and cohabitation in Sweden. *Marriage & Family Review*, 46(1–2), 1–21. 2010.

Tobler, Waldo: A computer movie simulating urban growth in the Detroit region. *Economic Geography*, 46(1), 234–240. 1970.

Väisänen, Heini: Abortin jälkeiseen hedelmällisyyteen vaikuttavat tekijät Suomessa. Helsinki: Helsingin Yliopisto. 2010.

Van de Kaa, Dirk: Europe's second demographic transition. *Population Bulletin*, 42(1), 1–59. 1987.

Van de Kaa, Dirk: Europe and its population: The long view. Teoksessa: Van de Kaa, Dirk (toim.): *European Populations: Unity in Diversity*. Dordrecht: Kluwer Academic Publishers. 1–49. 1999.

Van de Kaa, Dirk: The idea of a second demographic transition in industrialized countries. Esitetty: *Sixth Welfare Policy Seminar of the National Institute of Population and Social Security*. Tokyo. 2002.

Vincent-Lancrin, Stephan: The reversal of gender inequalities in higher education: An on-going trend. Teoksessa: *Higher Education To 2030. Volume 1, Demography*. Paris. OECD Publishing. 265–298. 2008.

Virtanen, Seppo; Rantsi, Tiina; Virtanen, Anni; Kervinen, Kaisa; Nieminen, Pekka; Kalliala, Ilkka; Salonen, Anne: Vaginal microbiota composition correlates between pap smear microscopy and next generation sequencing and associates to socioeconomic status. *Scientific Reports*, 9(1), 7750. 2019.

Vitali, Agnese & Billari, Francesco: Changing determinants of low fertility and diffusion: A spatial analysis for Italy. *Population, Space and Place*, 23(2). 2017.

Wachter, Kenneth: Essential demographic methods. Cambridge: Harvard University Press. 2014.

Wheeler, David & Paez, Antonio: Geographically Weighted Regression. Teoksessa: Fischer, Manfred & Getis, Arthur (toim.): *Handbook of Applied Spatial Analysis – Software tools, Methods and Applications*. London & New York: Springer. 2010.

Wright, Robert: The Easterlin hypothesis and European fertility rates. *Population and Development Review*, 15(1), 107–122. 1989.

Yi, Junjian & Zhang, Junsen: The effect of house price on fertility: Evidence from Hong Kong. *Economic Inquiry*, 48(3), 635–650. 2010.

Örsal, Deniz & Goldstein, Joshua: The changing relationship between unemployment and total fertility. *Population Studies*, 72(1), 109–121. 2018.

9. Liitteet

Liite 1. Estimaatit ja GWR tulokset, kun selitettävänä muuttujana on kunnittainen kokonaishedelmällisyys. Keskiarvot 1987–1991⁶⁷.

Coefficients:

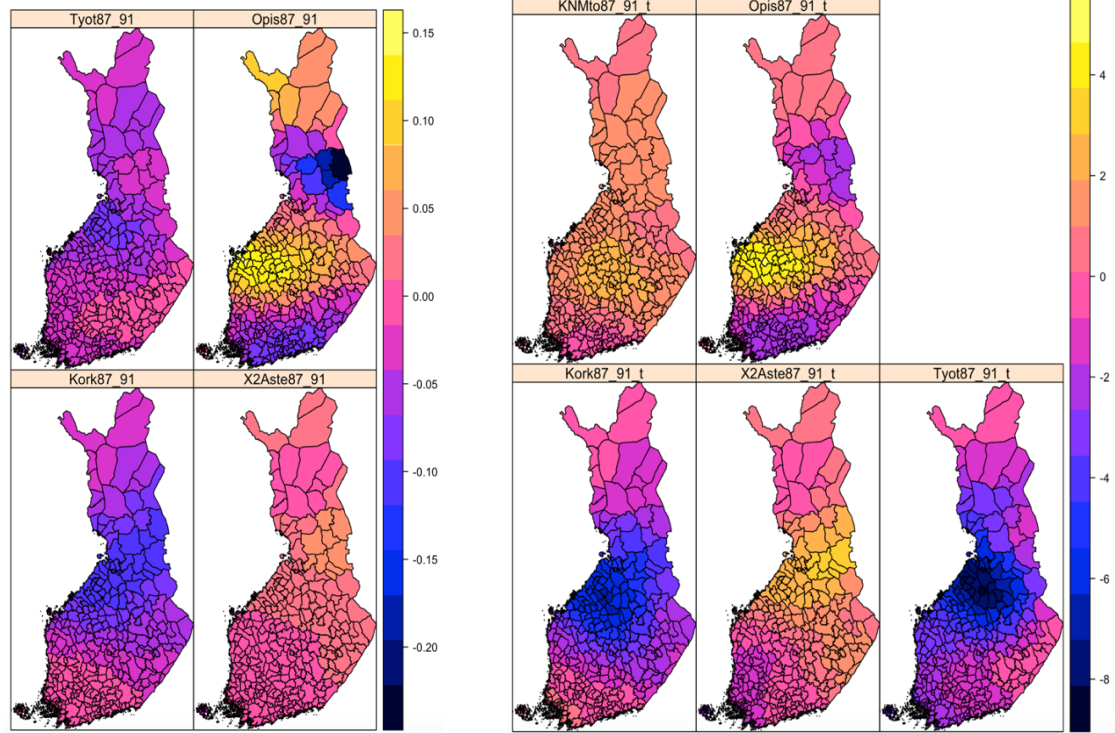
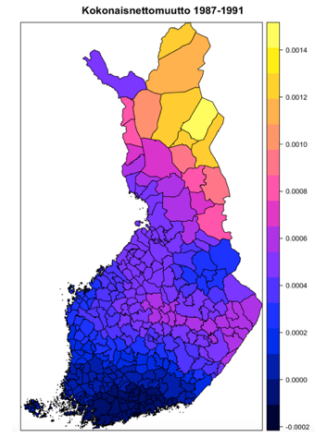
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.1365183	0.1668675	12.804	< 2e-16 ***
Kork87_91	-0.0361792	0.0089263	-4.053	0.00006420 ***
X2Aste87_91	0.0011678	0.0064862	0.180	0.857234
Tyot87_91	-0.0314135	0.0064607	-4.862	0.00000186 ***
KNMto87_91	0.0002456	0.0001296	1.895	0.059079 .
Opis87_91	0.0739845	0.0217625	3.400	0.000765 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.2875 on 305 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1689, Adjusted R-squared: 0.1553

F-statistic: 12.4 on 5 and 305 DF, p-value: 0.0000000005851



⁶⁷ Estimaatit ja t-arvot ilmenevät alueittain karttakuvista. Lyhenteiden selitykset. Kork: Vähintään alimman korkea-asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); X2Aste: Toisen asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); Tyot: Työttömien osuus työvoimasta, (%); KNMto: Kokonaisnettomuutto; Opis: Opiskelijoiden osuus 18–64 vuotiaista, (%)

Liite 2. Estimaatit ja GWR tulokset, kun selitettävänä muuttujana on kunnittainen kokonaishedelmällisyys. Keskiarvot 1992–1996⁶⁸.

Coefficients:

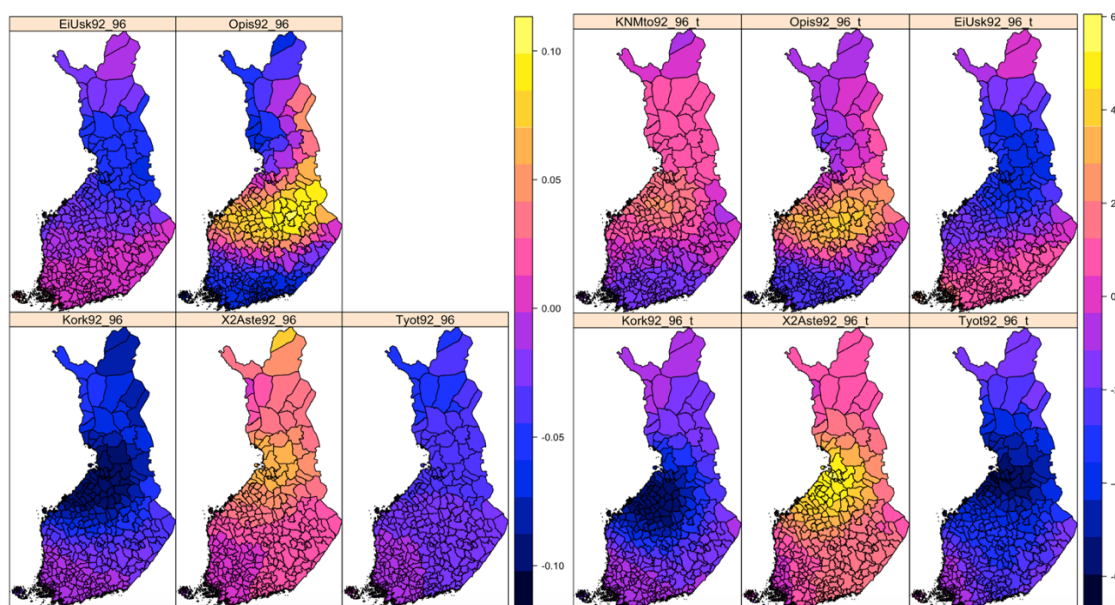
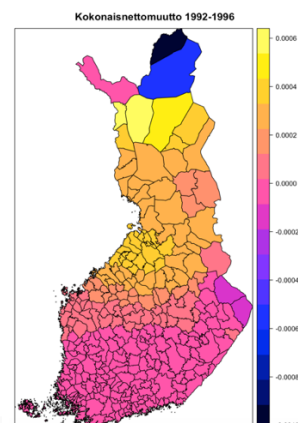
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	1.765455718	0.200194203	8.819	< 2e-16 ***
Kork92_96	-0.042354689	0.009362633	-4.524	0.00000872 ***
X2Aste92_96	0.021229979	0.007069949	3.003	0.00290 **
Tyot92_96	-0.019872882	0.004033396	-4.927	0.00000137 ***
KNMto92_96	0.000009809	0.000052479	0.187	0.85185
Opis92_96	0.042554304	0.016010257	2.658	0.00828 **
EiUsk92_96	-0.010149256	0.006562351	-1.547	0.12300

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3035 on 304 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.1537, Adjusted R-squared: 0.137

F-statistic: 9.204 on 6 and 304 DF, p-value: 0.000000002866



⁶⁸ Estimaatit ja t-arvot ilmenevät alueittain karttakuvista. Lyhenteiden selitykset. Kork: Vähintään alimman korkea-asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); X2Aste: Toisen asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); Tyot: Työttömien osuus työvoimasta, (%); KNMto: Kokonaisnettomuutto; Opis: Opiskelijoiden osuus 18–64 vuotiaista, (%)

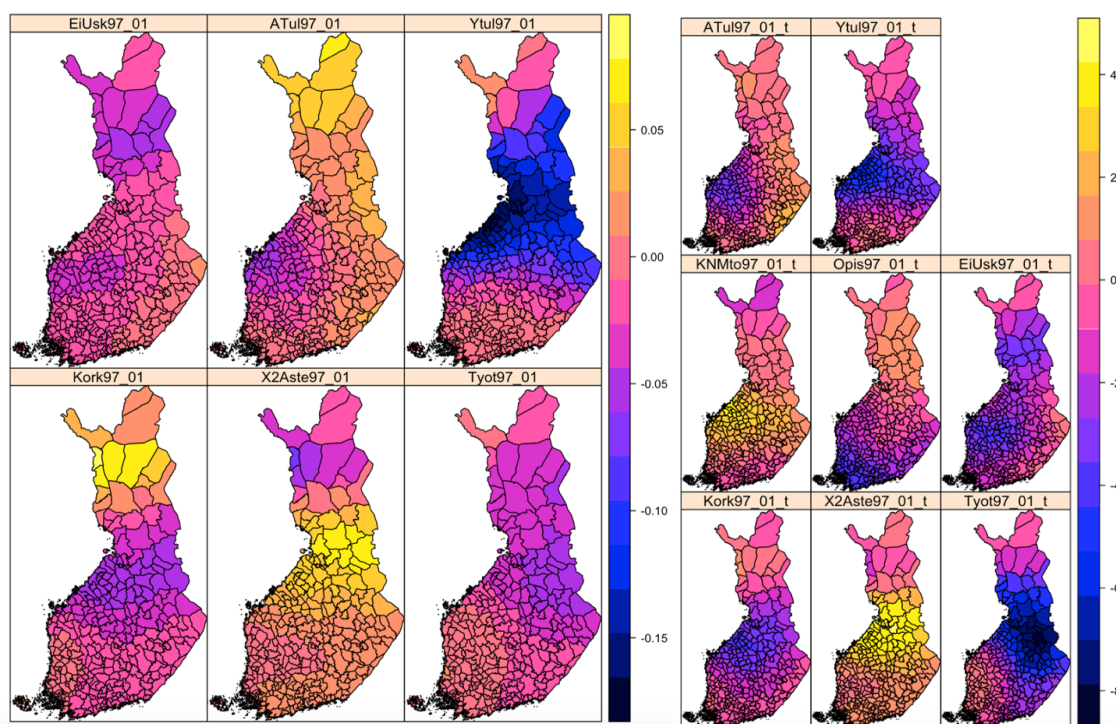
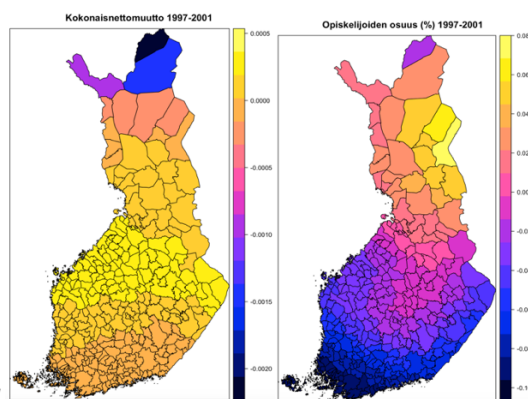
Liite 3. Estimaatit ja GWR tulokset, kun selitettävänä on kunnittainen kokonaishedelmällisyys. Keskiarvot 1997–2001⁶⁹.

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.00718664	0.32132958	6.247	0.0000000142 ***
Kork97_01	-0.02095329	0.01114258	-1.880	0.061006 .
X2Aste97_01	0.02055711	0.00759755	2.706	0.007202 **
Tyot97_01	-0.01526466	0.00430403	-3.547	0.000452 ***
KNMto97_01	0.00005104	0.00005694	0.897	0.370694
Opis97_01	-0.01325554	0.01523800	-0.870	0.385046
EiUsk97_01	-0.02890746	0.00654581	-4.416	0.00001401070 ***
ATul97_01	-0.00625866	0.00852046	-0.735	0.463187
Ytul97_01	-0.01971829	0.00776138	-2.541	0.011568 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.293 on 302 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.2134, Adjusted R-squared: 0.1926
F-statistic: 10.24 on 8 and 302 DF, p-value: 0.000000000001127



⁶⁹ Estimaatit ja t-arvot ilmenevät alueittain karttakuvista. Lyhenteiden selitykset. Kork: Vähintään alimman korkea-asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); X2Aste: Toisen asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); Tyot: Työttömien osuus työvoimasta, (%); KNMto: Kokonaisnettomuutto; Opis: Opiskelijoiden osuus 18–64 vuotiaista, (%); EiUsk: Kirkkoon kuulumattomat, (%) ATul: Kansallisesti alimpaan tulokymmenykseen kuuluvien osuus, (%); Ytul: Kansallisesti ylimpään tulokymmenykseen kuuluvien osuus, (%)

Liite 4. Estimaatit ja GWR tulokset, kun selitettävänä on kunnittainen kokonaishedelmällisyys. Keskiarvot 2002–2006⁷⁰.

Coefficients:

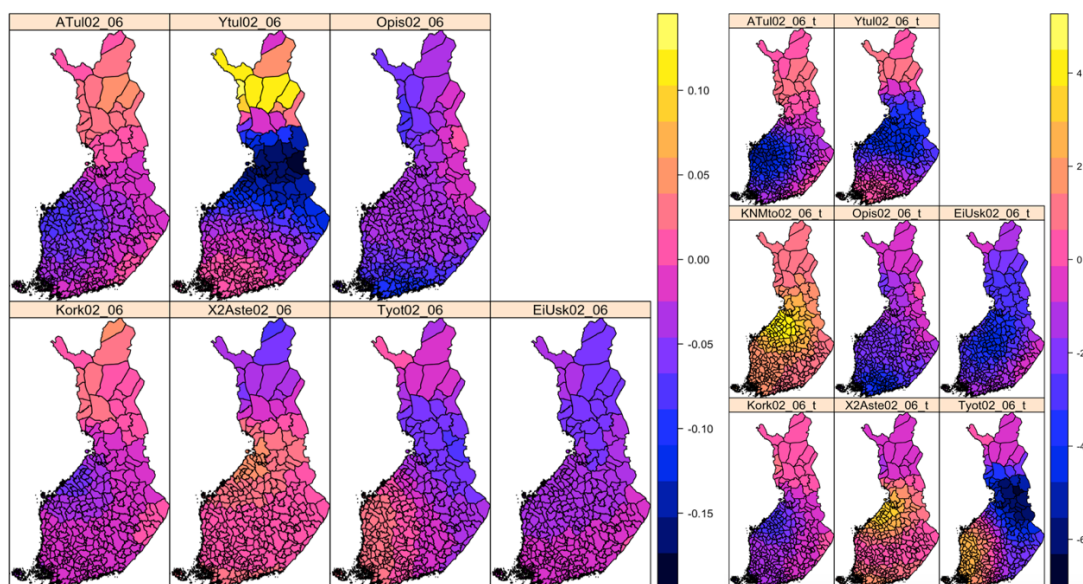
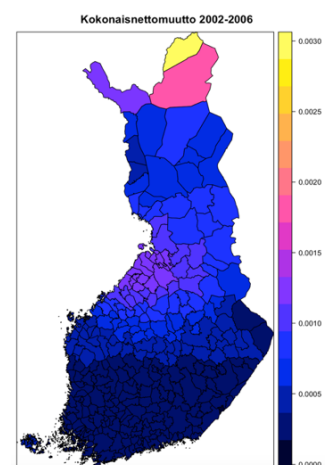
	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.2791315	0.4124664	5.526	0.00000071 ***
Kork02_06	-0.0261181	0.0122927	-2.125	0.03442 *
X2Aste02_06	0.0205895	0.0090883	2.265	0.02419 *
Tyot02_06	-0.0057731	0.0065287	-0.884	0.37725
KNMto02_06	0.0004670	0.0001628	2.868	0.00442 **
Opis02_06	-0.0088573	0.0166476	-0.532	0.59508
EiUsk02_06	-0.0364251	0.0074294	-4.903	0.000001545 ***
ATul02_06	-0.0290564	0.0110175	-2.637	0.00879 **
Ytul02_06	-0.0183376	0.0097024	-1.890	0.05971 .

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3621 on 302 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.2033, Adjusted R-squared: 0.1822

F-statistic: 9.632 on 8 and 302 DF, p-value: 0.000000000006782



⁷⁰ Estimaatit ja t-arvot ilmenevät alueittain karttakuvista. Lyhenteiden selitykset. Kork: Vähintään alimman korkea-asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); X2Aste: Toisen asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); Tyot: Työttömien osuus työvoimasta, (%); KNMto: Kokonaisnettomuutto; Opis: Opiskelijoiden osuus 18–64 vuotiaista, (%); EiUsk: Kirkkoon kuulumattomat, (%) ATul: Kansallisesti alimpaan tulokymmenyksen kuuluvien osuus, (%); Ytul: Kansallisesti ylimpään tulokymmenyksen kuuluvien osuus, (%)

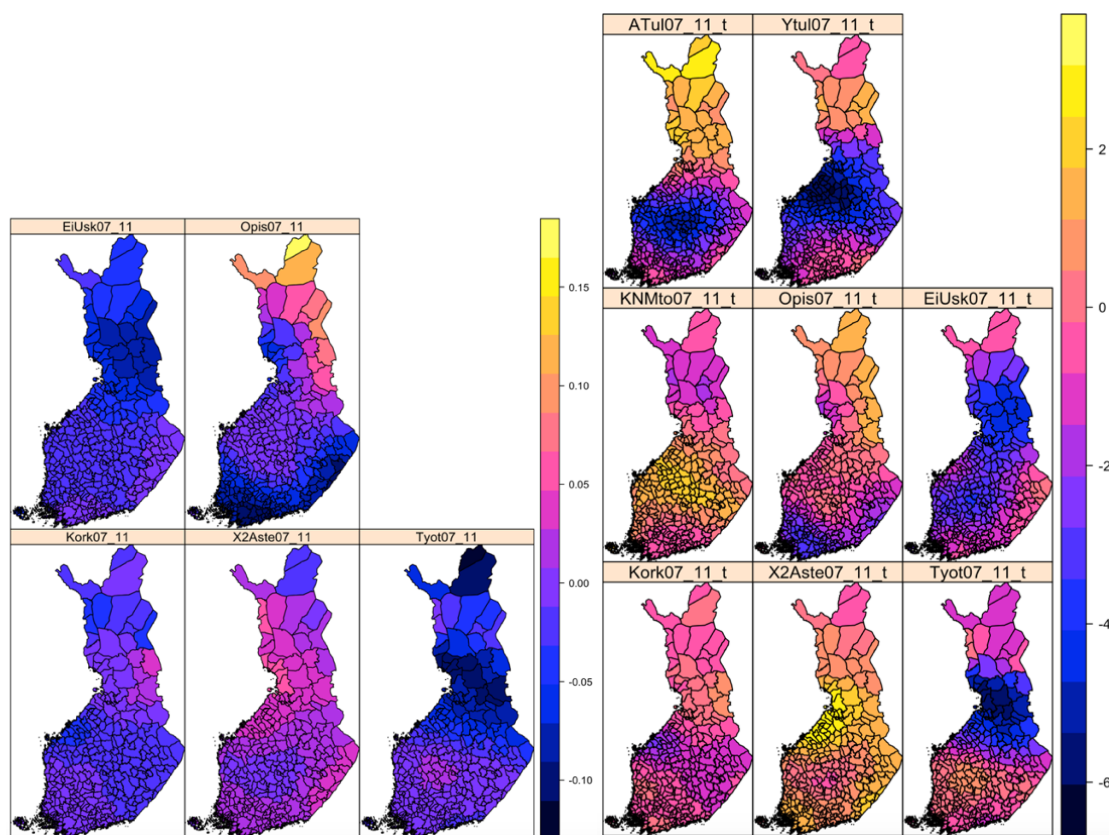
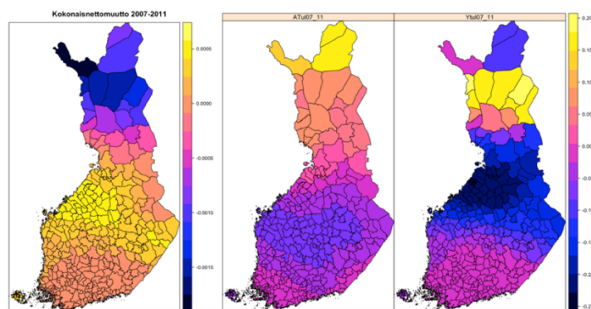
Liite 5. Estimaatit ja GWR tulokset, kun selitettävänä on kunnittainen kokonaishedelmällisyys. Keskiarvot 2007–2011⁷¹.

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.39497371	0.49055900	4.882	0.00000170329 ***
Kork07_11	-0.01543654	0.01203481	-1.283	0.20060
X2Aste07_11	0.01984161	0.01012563	1.960	0.05097 .
Tyot07_11	-0.01267393	0.00862348	-1.470	0.14268
KNMto07_11	0.00009746	0.00009113	1.069	0.28572
Opis07_11	0.01572705	0.01919143	0.819	0.41316
EiUsk07_11	-0.04232417	0.00681506	-6.210	0.00000000175 ***
ATul07_11	-0.03603800	0.01210789	-2.976	0.00315 **
Ytul07_11	-0.02534992	0.01030066	-2.461	0.01441 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3783 on 302 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.273, Adjusted R-squared: 0.2537
F-statistic: 14.18 on 8 and 302 DF, p-value: < 2.2e-16



⁷¹ Estimaatit ja t-arvot ilmenevät alueittain karttakuvista. Lyhenteiden selitykset. Kork: Vähintään alimman korkea-asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); X2Aste: Toisen asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); Tyot: Työttömien osuus työvoimasta, (%); KNMto: Kokonaishedelmällisyys; Opis: Opiskelijoiden osuus 18–64 vuotiaista, (%); EiUsk: Kirkkoon kuulumattomat, (%) ATul: Kansallisesti alimpaan tulokymmenyksen kuuluvien osuus, (%); Ytul: Kansallisesti ylimpään tulokymmenyksen kuuluvien osuus, (%)

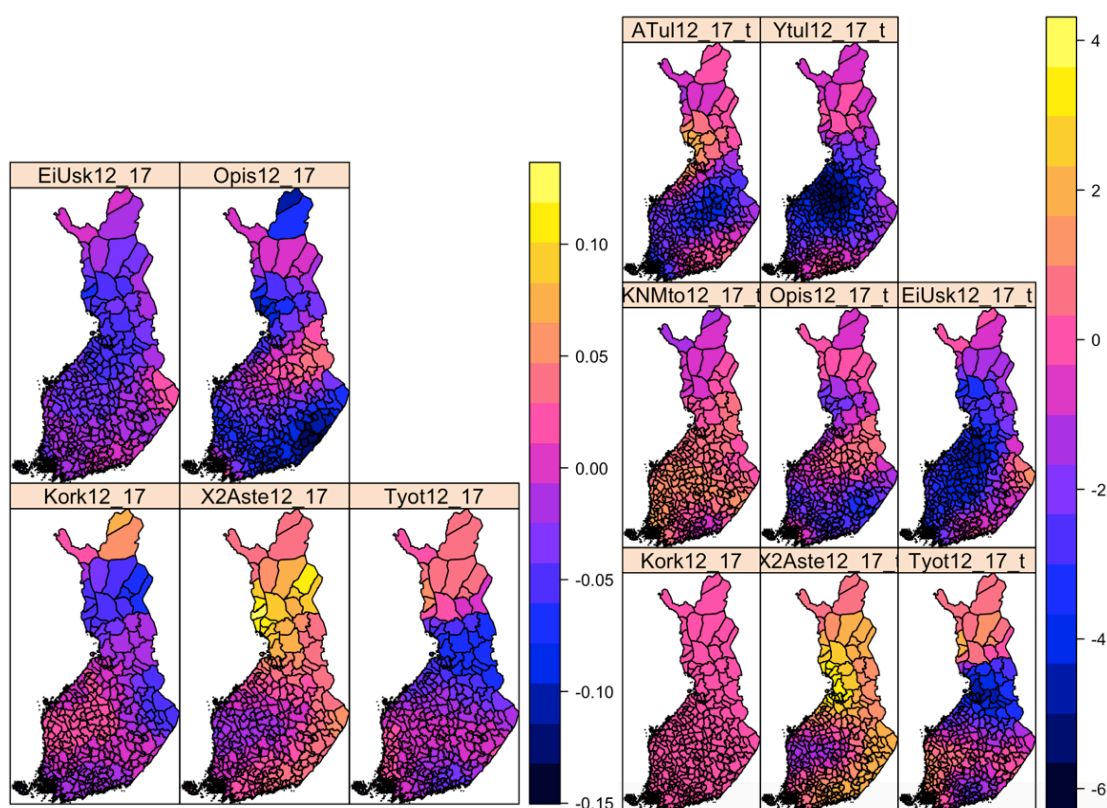
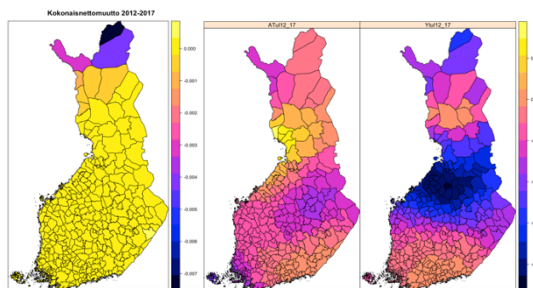
Liite 6. Estimaatit ja GWR tulokset, kun selitettävänä muuttujana on kunnittainen kokonaishedelmällisyys. Keskiarvot 2012–2017⁷².

Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
(Intercept)	2.67708501	0.50736593	5.276	0.0000025185967 ***
Kork12_17	-0.01661961	0.00989560	-1.679	0.0941 .
X2Aste12_17	0.01483379	0.00915267	1.621	0.1061 .
Tyot12_17	-0.00215669	0.00745861	-0.289	0.7727 .
KNMto12_17	0.00009214	0.00005301	1.738	0.0832 .
Opis12_17	0.01020116	0.01927905	0.529	0.5971 .
EiUsk12_17	-0.03754792	0.00504821	-7.438	0.00000000000107 ***
ATul12_17	-0.04923214	0.01188475	-4.142	0.00004465031271 ***
Ytul12_17	-0.02127090	0.00930934	-2.285	0.0230 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 0.3502 on 302 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.3358, Adjusted R-squared: 0.3182
F-statistic: 19.08 on 8 and 302 DF, p-value: < 2.2e-16



⁷² Estimaatit ja t-arvot ilmenevät alueittain karttakuvista. Lyhenteiden selitykset. Kork: Vähintään alimman korkea-asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); X2Aste: Toisen asteen koulutus 15–74 vuotiaista, (%); Tyot: Työttömien osuus työvoimasta, (%); KNMto: Kokonaisnettomuutto; Opis: Opiskelijoiden osuus 18–64 vuotiaista, (%); EiUsk: Kirkkoon kuulumattomat, (%) ATul: Kansallisesti alimpaan tulokymmenykseen kuuluvien osuus, (%); Ytul: Kansallisesti ylimpään tulokymmenykseen kuuluvien osuus, (%)